

Comparing between Maximum Likelihood Method and Moments Method to estimation the Fuzzy reliability for Frechet Distribution By using simulation

مقارنة بين طريقة الامكان الاعظم وطريقة العزوم في تقدير المعولية الضبابية لتوزيع فريجت باستخدام المحاكاة

أ.م.د. مهدي وهاب نعمة نصر الله
بشار خالد علي
جامعة كربلاء – كلية الادارة والاقتصاد

المستخلص :

قدر الباحث معالم توزيع فريجت *Frechet Distribution* وهما معلمة الشكل (α) *Shape parameter* ومعلمة القياس (β) *scale parameter* باستعمال طريقة الامكان الاعظم وطريقة العزوم عندما تكون بيانات اوقات الحياة عبارة عن ارقام ضبابية (*Fuzzy Numbers*) ومن ثم استخدام التقديرات التي تم الحصول عليها في ايجاد تقدير دالة المعولية الضبابية للتوزيع . ثم استخدام تلك التقديرات في تقدير دالة المعولية الضبابية للتوزيع ، وتوصل الباحث عن طريق نتائج المحاكاة وان المعولية الضبابية عند مقدرات الامكان الاعظم افضل من طريقة العزوم كونها تعطي اقل متوسط مربعات خطأ *MSE* واقل متوسط مربعات خطأ نسبي مطلق *MAPE* ، وان تقدير المعولية الضبابية يكون افضل من الحقيقية لكل احجام العينات للمعولية المقدره بطريقة الامكان الاعظم.
الكلمات المفتاحية : بيانات حياة ضبابية . توزيع فريجت . تقدير المعولية . تقدير الامكان الاعظم . تقدير العزوم

Abstract

The researcher estimated distribution parameters by using the method of maximum Likelihood estimation and moments when the data of life times are fuzzy numbers. And then use the estimates obtained in the estimation of the fuzzy reliability function of the distribution and then choose the best estimate of this function by comparing in mean square error (MSE) and Mean Absolut Proportional Error (MAPE). The researcher concluded by means of the simulation results the fuzzy reliability by using maximum Likelihood estimation is better than moment's method because is give less mean square error (MSE) and less Mean Absolut Proportional Error (MAPE) . That the estimation of the fuzzy is better than the real for all sample sizes when we estimate of the Frechet distribution parameters by using Maximum Likelihood method.

(Introduction)

المقدمة :

في كثير من الاحيان ، تواجه في العالم المادي الحقيقي مجموعات من الاشياء قد يكون ليس لها معيار انتماء دقيق لعناصرها ، لذلك فان تلك المجموعات لا تشكل مجموعات بالمعنى الرياضي المعتاد لهذه المصطلحات مثلاً مجموعة (فئة) الحيوانات، من الواضح أن الكلاب او الاحصنة او الطيور الخ ، تنتمي لتلك الفئة (المجموعة) وواضح ايضا استبعاد اشياء مثل النباتات ، السوائل ، الصخور ... الخ ، في حين ان هنالك اشياء مثل نجم البحر ، البكتريا ... الخ قد يشك يتعلق بانتماءها لفئة الحيوانات ، وايضا مجموعة الرجال طوال القامة ، و مجموعة الارقام الحقيقية الاكبر من 1 ، ان مثل تلك المجموعات التي يكون هنالك شك في انتماء عناصرها للمجموعة تدرج تحت ما يسمى بالمجموعة الضبابية *Fuzzy Set* والتي تمثل انطلاقة جديدة للخروج من النمط التقليدي والذي سيجوز الطريق للتعامل مع المشاكل التي لها مصدر من عدم الدقة او عدم توفر معيار محدد وثابت بخلاف المتغير العشوائي الاعتيادي.

بدأت ثمار المنطق الضبابي (العائم) تتضح على يد العالم الايراني الاصل لطفي زادة *Lotfi Zadah* عام 1965 [22] عندما استخدم مصطلح المتغيرات الضبابية على التعبيرات والالفاظ اللغوية التقريبية او غير دقيقة او غير محددة لذلك يكون اول من وضع اسس نظرية المجموعات الضبابية *Fuzzy sets Theory* إذ عرف المجموعة الضبابية بانها مجموعة من الكائنات التي لها درجات انتماء مستمرة والتي تميزها دالة انتماء تعيين لكل كائن في المجموعة درجة انتماء بين الصفر والواحد. وفي عام 2004 قدر *(Wu)* [19] المعولية الضبابية باستخدام المنهج البيزي *Bayes Approach* تحت البيئة الضبابية إذ افترض معالجة ضبابية لمتغيرات ضبابية بتوزيعات سابقة ضبابية واستخدمت طريقة تقدير بيبي التقليدية لانشاء مقدر بيبي النقطة

الضبابي للمعولية يتضمن النظرية المعروفة باسم *Resolution Identity* في نظرية المجموعات الضبابية وحدد درجة انتماء لاي تقدير بيزي للمعولية. وفي عام 2006 حلل (Huang) و (Zuo) و (Sun) ^[9] المعولية البيزية لبيانات الحياة الضبابية إذ استعمل طريقة بيز لتقدير المعولية الضبابية بالاعتماد على حجم عينة صغير إذ افترض طريقة جديدة لتحديد دالة الانتماء لتقدير المعالم ودالة المعولية لتوزيعات حياة متعددة المعالم وهي التوزيع الطبيعي وتوزيع وايبل. وفي عام 2012 قدر (Abbas) و (Yincai) ^[2] معلمة القياس لتوزيع فريجت بمعلمة شكل معلومة باستعمال طريقة الامكان الاعظم وطريقة العزوم الموزونة الاحتمالية وطريقة بيز لتوزيع اولي Jeffery ودالة خسارة تربيعية ودالة خسارة El – Sayyad وكذلك دالة خسارة linex عن طريق دراسة محاكاة باستعمال احجام عينات مختلفة بالاستناد إلى معيار متوسط مربعات الخطأ MSE. واستنتج بان طريقة الامكان الاعظم افضل من طريقة بيز من حيث التحيز عند زيادة قيمة α . وفي عام 2013 قدر (Pak) و (Ali) و (Saraj) ^[15] معولية توزيع رايلي Rayleigh Distribution بالاستناد إلى بيانات حياة ضبابية إذ استخدم منهجية بيز لتقدير معلمة ودالة المعولية للتوزيع من بيانات حياة ضبابية، ولكون مقدرات بيز لا يمكن ان تعطى بصيغ واضحة، لذلك استعمل الباحثون تقريبات مثل تقرب Lindely، وتقرب Treaney، وتقرب Kadane المعروفة بطرائق سلاسل ماركوف مونتي كارلو لحساب مقدرات بيز لمعالم ودالة معولية توزيع رايلي باستخدام المحاكاة بطريقة مونتي كارلو، ووضحت نتائج المحاكاة بان تقرب Kadane وتقرب Treaney يعطي تقديرات دقيقة للمعالم لذلك من المستحسن استخدام تقرب Kadane & Treaney في ايجاد تقديرات بيز وكذلك المعولية لتوزيع رايلي. وكذلك استعمل (Pak) و (Ali) و (Saraj) ^[14] تقدير الامكان الاعظم Maximum Likelihood Estimation وتقدير بيز Bayes Estimation وتقدير العزوم Moment estimation عندما تكون المشاهدات في صيغة بيانات ضبابية في الاستدلال حول معالم توزيع وايبل Weibul Distribution إذ استعمل طريقة نيوتن رافسون Newton Rafson وطريقة تعظيم التوقع Expectation maximization لاجاد تقديرات الامكان الاعظم وتقرب Kadane & Treaney لاجاد تقديرات بيز لدالة خسارة تربيعية وطريقة تكرارية لاجاد تقديرات العزوم، واستخدم المحاكاة مونتي كارلو للمقارنة بين، واستنتجوا بانه عندما يكون حجم العينة صغيراً ومتوسطاً فان مقدر بيز افضل من مقدر الامكان الاعظم ومن ثم ياتي بعدهم مقدر العزوم. وفي حالة كون حجم العينة كبيراً فان الطرائق الثلاثة تعطي التقديرات نفسها. وفي العام 2015 استعمل الباحث (Pak) ^[12] تقدير الامكان الاعظم Maximum Likelihood Estimation وتقدير بيز Bayes Estimation وتقدير العزوم Moment estimation لتقدير معلمة الشكل للتوزيع اللوغاريتمي الطبيعي Log – Normal Distribution عندما تكون المشاهدات في صيغة بيانات ضبابية واستعمل طريقة نيوتن رافسون لاجاد تقديرات الامكان الاعظم وطريقة سلسلة ماركوف مونتي كارلو لاجاد تقديرات بيز لانواع مختلفة من التوزيعات السابقة وكذلك طريقة العزوم واستخدم المحاكاة مونتي كارلو للمقارنة بين الطرائق، وتم التوصل الى ان تقديرات بيز المستندة إلى معلومات سابقة غير مشخصة بشكل وكذلك تقدرات الامكان الاعظم تعطي نتائج تقدير متشابهة. وان تقدير بيز في حالة المعلومات السابقة المشخصة بشكل كامل تمتلك اقل متوسط مربعات خطأ، لاحظ ايضاً بان اضافة اي معلومات سابقة عن المعلمة σ تحسن من المقدرات. وان متوسط مربعات الخطأ والتحيز يتناقص معنوياً في حالة زيادة حجم العينة. وفي عام 2017 قدر (Nathier) و (A. Ibrahim) و (Hussein A. Mohammed) ^[11] معالم ومعولية التوزيع الاسي الضبابي بمعلمتين إذ قدر معلمة القياس (λ) بطريقة العزوم وطريقة الامكان الاعظم ثم قدروا دالة المعولية الضبابية و قارنوا النتائج باستخدام مقياس متوسط مربعات الخطأ، ووجدوا بان مقدر الامكان الاعظم هو الافضل، وكذلك المعولية الضبابية افضل عندما يكون المقدر هو مقدر الامكان الاعظم عند الرقم الضبابي $k=0.3$ واستنتجوا بان المقدر الضبابي للمعولية افضل من المقدر التقليدي. وفي العام نفسه قدر الباحث (Pak) ^[13] توزيع ليندلي Lindley Distribution بمعلمة واحدة عندما تكون البيانات المتوفرة في صيغة بيانات ضبابية إذ استعمل تقدير الامكان الاعظم Maximum Likelihood Estimation وتقدير بيز Bayes Estimation، استخدم خوارزمية EM لتحديد تقدير الامكان الاعظم MLE للمعلمة وانشأ حدود ثقة باستعمال asymptotic normality لمقدر الامكان الاعظم، وفي طريقة بيز استخدام تقرب لابلاس المعروف باسم سلاسل ماركوف مونتي كارلو لاجاد مقدر بيز للمعلمة، وتم الحصول ايضاً على فترة ثقة سابقة للمعلمة المجهولة. وتوصل الباحث عن طريق دراسة محاكاة مونتي كارلو بان تقديرات بيز المستندة إلى معلومات سابقة غير مشخصة بشكل كامل Non – Informative prior وكذلك تقدرات الامكان الاعظم تعطي نتائج تقدير متشابهة. وان تقدير بيز في حالة المعلومات السابقة المشخصة تماماً Informative prior تمتلك اقل متوسط مربعات خطأ ولاحظ ايضاً بان اضافة اي معلومات سابقة عن المعلمة θ تحسن من المقدرات.

مشكلة البحث:

(Problem of Research)

تعاني الكثير من البيانات في العالم الحقيقي من مشكلة عدم الدقة (التشويش) في قياساتها مما يجعلها تمتلك صفة الضبابية Fuzzy ويعبر عنها بارقام ضبابية Fuzzy Numbers، فكلما اقتربنا من عالمنا الحقيقي يصبح اكثر غموضاً (ضبابية)، مما يجعل الطرائق التقليدية في التقدير غير مناسبة لاجاد تقديرات معالم التوزيع الاحتمالي فيما لو كانت البيانات ضبابية. وللتقدير واستخراج المؤشرات في ظل هذه البيئة لابد من اعمام مفهوم الضبابية والانتقال من اساليب التقدير الاعتيادية (التقليدية) الى تلك المتخصصة بالضبابية لاسيما بالنسبة للتوزيع الاحتمالي الضبابي الذي يحكم سلوك الظاهرة، وبعد تحديد التوزيع الاحتمالي الضبابي نعمل على تقدير معلماته بطرائق مختلفة ومن ثم تقدير المعولية الضبابية Fuzzy Reliability.

(Purpose of Research)

هدف البحث:

ان ما يهدف له البحث هو الاتي:

- 1- تقدير معالم توزيع فريچت *Frechet Distribution* ومعلمة الشكل *Shape parameter α* ومعلمة القياس *scale parameter* باستخدام طريقة الامكان الاعظم وطريقة العزوم عندما تكون بيانات اوقات الحياة عبارة عن ارقام ضبابية (*Fuzzy Numbers*) .
- 2- اعتمادا على هذا التقدير يتم احتساب دالة المعولية الضبابية للتوزيع .
- 3- اختيار افضل تقدير للمعولية الضبابية باستخدام معيار متوسط مربعات الخطأ *Mean Square error* ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق (*Mean Absolut Proportional Error*) .

(Fuzzy logic): (20,22,23)

المنطق الضبابي

يعد المنطق الضبابي من التقنيات الحديثة في تطوير الانظمة إذ اظهر مقدره كبيرة في حل المشاكل على نطاق واسع في مجالات تطبيقية مختلفة ، ثم تطور هذا المنطق ليمس معظم الجوانب التكنولوجية الحديثة. ولوجود الكثير من الظواهر في العالم الحقيقي تتعامل مع معلومات غير دقيقة وغير محددة بشكل واضح جاءت نظرية المنطق الضبابي لسد ثغرات كبيرة في المنطق الكلاسيكي (*Crisp*) للاستدلال في ظروف غير مؤكدة (*Uncertain*) وغير دقيقة والذي يعد كحل لمشكلة تمثيل المعلومات التقريبية إذ يركز المنطق الضبابي على الاستنتاج من خلال التعابير اللغوية إذ يتم اسناد درجة للمتغير (عنصر في المجموعة الشاملة) اي درجة انتماء في المجال الحقيقي $[0, 1]$ تساعد هذه الدرجة في تحديد انتماء العنصر الى المجموعة الجزئية الضبابية. فهو نظريات وتقنيات تستعمل المجموعات الضبابية (*Fuzzy sets*) والتي هي مجموعات بلا حدود قاطعة فهو طريقة سهلة لتوصيف وتمثيل الخبرة البشرية كما انه يقدم الحلول العلمية للمشاكل الواقعية مع اختزال الوقت والكلفة مقارنة بالحلول التي تقدمها التقنيات الأخرى.

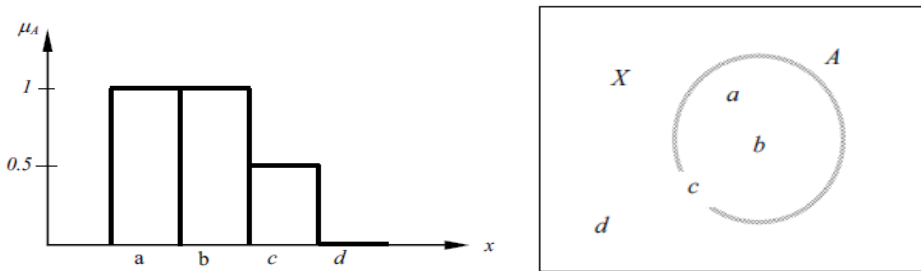
(Fuzzy set): (20,19,21)

المجموعة الضبابية

مجموعة حدودها غامضة ، كل عنصر في المجموعة الضبابية له درجة انتماء معينة ، وتُميز المجموعة الضبابية بدالة انتماء *Membership function* التي تخصص لكل عنصر في المجموعة درجة انتماء في الفترة $[0, 1]$. وفيها يسمح للعنصر او الكائن بالانتماء الجزئي *Partial Membership* . لتكن X مجموعة شاملة فان المجموعة الضبابية الجزئية \tilde{A} من X والمميزة بدالة انتماء $\mu_{\tilde{A}}(x)$ التي تنتج قيم بين $[0, 1]$ لكل قيم x في فضاء العينة الضبابية X .

$$\tilde{A} = \{(x_i, \mu_{\tilde{A}}(x_i)), x \in X, i = 1,2,3, \dots n, 0 < \mu_{\tilde{A}}(x) < 1\} \dots (1)$$

لنفرض ان $\mu_{\tilde{A}}(x_0) = 1$ فان x_0 ينتمي تماماً الى \tilde{A} واذا كانت $\mu_{\tilde{A}}(x_1) = 0$ فان x_1 لا ينتمي تماماً الى المجموعة \tilde{A} واذا كانت $\mu_{\tilde{A}}(x_1) = 0.6$ فان x_1 ينتمي بدرجة 0.6 الى \tilde{A} . واذا كانت $\mu_{\tilde{A}}(x)$ مساوية الى واحد او صفر سنحصل على مجموعة جزئية غير ضبابية *Crisp subset* من فضاء العينة X .



الشكل (1) التمثيل البياني للمجموعة الضبابية *Fuzzy set*

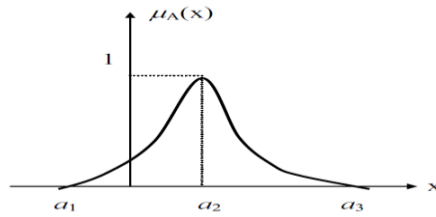
دالة الانتماء (العضوية) *Membership function*: (5، 8)

يُعد مفهوم دالة الانتماء *Membership function* الاكثر اهمية في نظرية المجموعات الضبابية والتي تستعمل لتمثيل مختلف انواع المجموعات الضبابية . وهي الدالة التي تنتج قيم ضمن الفترة [0, 1] لتعبر عن درجة انتماء كل عنصر في المجموعة الشاملة الى المجموعة الضبابية *Fuzzy set* ، بمعنى اخر هي الخريطة التي ترسم درجة الصحة (درجة تحقق العضوية) لانتماء كل عنصر في المجموعة الشاملة الى المجموعة الضبابية ، وهي دالة ذات قيمة غير سالبة ، والشرط الاساس لهذه الدالة ان يكون مداها بين الصفر والواحد.

الارقام الضبابية *Fuzzy Numbers*: (10، 4)

الارقام الضبابية تستعمل لوصف حالة عدم التاكيد ، وهي ارقام غالباً ما تكون ثلاثية الشكل *Traingular* او شبه منحرفة الشكل *Trapizoidal* او اي شكل اخر . والرقم الضبابي هو مجموعة ضبابية بالشروط الاتية :

- 1- مجموعة ضبابية محدبة *Convex* ومعيارية *Normalized*
- 2- دالة الانتماء $\mu_{\tilde{a}}$ شبه مستمرة من الاعلى
- 3- مجموعة المستوى α محددة لكل $\alpha \in [0,1]$
- 4- معرفة على مجموعة الاعداد الحقيقية R



الشكل (2) يمثل الرقم الضبابي

الرقم الضبابي المثلثي *Traingular Fuzzy Number*: (13، 15)

يعرف بثلاثة ارقام a_1, a_2, a_3 إذ $a_1 < a_2 < a_3$ وقاعدة المثلث الفترة $[a_1, a_3]$ وراسه عند $x = a_2$ ويمكن ان يكتب بالصيغة الاتية :

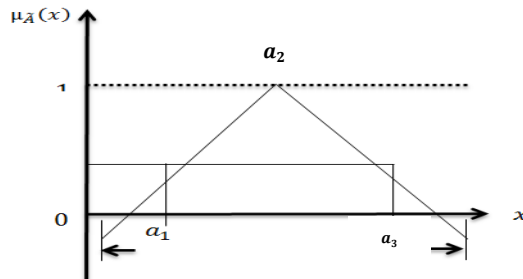
$$\tilde{N} = (a_1/a_2/a_3)$$

ويكون الرقم الضبابي المثلثي $\tilde{N} = (a_1/a_2/a_3)$ مميز بدالة انتماء مثلثية *Traingular membership fucntion* وصيغتها كالاتي :

$$\mu_{\tilde{N}}(x) = \begin{cases} \frac{x-a_1}{a_2-a_1} & a_1 \leq x \leq a_2 \\ \frac{a_3-x}{a_3-a_2} & a_2 \leq x \leq a_3 \\ 0 & o.w \end{cases} \dots(2)$$

فمثلاً الرقم الضبابي المثلثي الاتي : $\tilde{N} = (1.2/2/2.4)$

المبين في الشكل رقم(3) ونلاحظ انه $\tilde{N} = (1.6) = 0.5$ و $\tilde{N} = (2) = 1$



الشكل (3) يمثل الرقم الضبابي المثلثي $\tilde{N} = (a_1/a_2/a_3)$

Trapizoidal Fuzzy Number : (15,13)

الرقم الضبابي شبه المنحرف

يعرف بأربعة ارقام a_1, a_2, a_3, a_4 إذ $a_1 < a_2 < a_3 < a_4$ وقاعدة المثلث الفترة $[a_1, a_4]$ وقمته عند الفترة $[a_2, a_3]$ ويمكن ان يكتب بالصيغة الاتية :

$$\tilde{M} = (a_1/a_2, a_3/a_4)$$

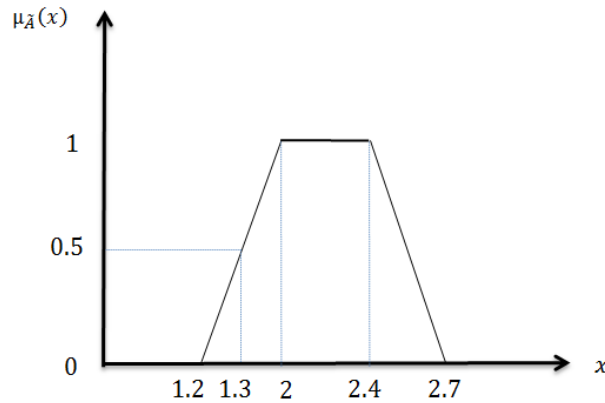
ويكون الرقم الضبابي شبه المنحرف $\tilde{M} = (a_1/a_2, a_3/a_4)$ مميز بدالة انتماء شبه منحرفة **Trapizoidal membership fucntion** وصيغتها كالآتي :

$$\mu_{\tilde{M}}(x) = \begin{cases} \frac{x-a_1}{a_2-a_1} & a_1 \leq x \leq a_2 \\ 1 & a_2 \leq x \leq a_3 \\ \frac{a_4-x}{a_4-a_3} & a_3 \leq x \leq a_4 \\ 0 & o.w \end{cases} \dots(3)$$

لتوضيح ماهو الرقم الضبابي شبه المنحرف نفرض الرقم الضبابي الاتي :

$$\tilde{N} = (1.2/2, 2.4/2.7)$$

المبين في الشكل رقم (4) ونلاحظ أنه $\tilde{N} = (2, 2, 4) = 1$ و $\tilde{N} = (1, 3) = 0.5$



الشكل (4) يمثل الرقم الضبابي شبه المنحرف $\tilde{M} = (a_1/a_2, a_3/a_4)$

Fuzzy sample space : (14,18)

ضاء العينة الضبابي

هو الاجزاء الضبابية $(\tilde{x}_1, \dots, \tilde{x}_n)$ من $X = (X_1, \dots, X_n)$ ، بعبارة اخرى هو مجموعة المجموعات الجزئية الضبابية لـ X بدوال انتماء لها قياس بوريل **Borel Measure** ، وتحقق قيد التعامد :

$$\sum_{\tilde{x} \in X} \mu_{\tilde{x}}(x) = 1$$

لكل $x \in X$ ، ويسمى ايضا نظام المعلومات الضبابية **FIS**.

(37,41 ,36 ,38) : **Fuzzy Event**

الحدث الضبابي

لتكن $X = (X_1, \dots, \dots, X_n)$ مجموعة في الفضاء الاقليدي *Euclidean space* التي تمثل المجموعة الشاملة و B_x اصغر حقل (جبر) سيكما بورل **Smallest Borel σ – Field** في X . وان اصغر حقل سيكما بوريل يضم اصغر جبر سيكما لكل المجموعات المفتوحة (المغلقة) عن طريق التقاطع والاتحاد والاتمام النسبي.

فان الحدث الضبابي في X هو المجموعة الضبابية الجزئية \tilde{A} (**Fuzzy subset**) من X التي دالة انتمائها $\mu_{\tilde{A}}(x)$ دالة قابلة للقياس بوريل **Borel measurable**.

(15,12 ,13) : **Fuzzy probability Distribution**

التوزيع الاحتمالي الضبابي

لنفترض انه لدينا تجربة W لها فضاء احتمالي (X, f, P_θ) إذ (X, f) قابل للقياس *Mesurable* و P_θ ينتمي الى عائلة المقاييس الاحتمالية $\{P_\theta, \theta \in \Theta\}$ في (X, f) . فان المجموعة الضبابية \tilde{A} في X لها دالة انتماء $\mu_{\tilde{A}}(w)$ التي تربط كل نقطة w في X عدد حقيقي في الفترة $[0,1]$ حيث $\mu_{\tilde{A}}(w)$ تمثل درجة الانتماء للـ w في \tilde{A} .

وان X مجموعة في الفضاء الاقليدي (R) و f اصغر حقل سيكما - بوريل (**smallest Borel σ –field**) في X . فان الحدث الضبابي **Fuzzy event** هو المجموعة الضبابية الجزئية \tilde{A} في X التي دالة انتماءها $\mu_{\tilde{A}}$ لها قياس بوريل **Borel Measure**، فان التوزيع الاحتمالي الضبابي في \tilde{W} هو الراسم P_θ في \tilde{W} الى الفترة $[0,1]$ بحيث:

$$P_\theta(\tilde{w}) = \int_{\Omega} \mu_{\tilde{A}}(w) dP_\theta(w) ; \tilde{w} \in \tilde{W} \quad \dots(4)$$

إذ أن $P_\theta(w)$ مقياس احتمال العنصر w و $\mu_{\tilde{A}}(w)$ دالة انتماء العنصر w في المجموعة الضبابية الجزئية \tilde{A}

(12,13 ,14) : **Fuzzy Conditional Probability**

الاحتمال الشرطي الضبابي

نفرض ان P_θ يمثل التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي Y بدالة كثافة احتمالية $g(Y)$ ، فان دالة الكثافة الشرطية للـ Y عندما تكون \tilde{A} معطاة كالآتي :

$$g(Y/\tilde{A}) = \frac{\mu_{\tilde{A}}(y)g(y)}{\int \mu_{\tilde{A}}(u)g(u)du} \quad \dots(5)$$

وهي المجموعة المؤلفة من كل الاحداث المشاهدة من التجربة المحددة بنظام المعلومات الضبابية **FIS (Fuzzy Information System)** المرتبط بها.

(6,7 ,11 ,16) : **Frechet Distribution**

توزيع فريجت

يعد توزيع فريجت من احداث التوزيعات الاحتمالية لنماذج ازمنا الحياة **Lifetime models**. فُدم هذا التوزيع من لدن عالم الرياضيات الفرنسي **Maurice Frechet (1828-1973)**. وله تطبيقات واسعة في نمذجة وتحليل الكثير من الاحداث مثل الهزات الارضية ، الزلازل، الفيضانات، سقوط الامطار، سرعة الرياح، اختبارات الحياة، تيارات البحار، السلوك الاحصائي لخواص المواد في المجالات الهندسية وكذلك يستعمل في نمذجة وفيات الاطفال الرضع وفي نمذجة فترات فعاليات الكلف والفعاليات الخاصة بفترات الصيانة. ويستخدم توزيع فريجت في نمذجة معدلات الفشل والتي هي شائعة الاستعمال في دراسة المعولية **Reliability** والدراسات البيولوجية وتحليل الاشارات الضوئية وبناء نماذج الاخطاء.

اقترح الباحث (Drapella) (1993) و الباحث (Mundhol Karad Kollia) (1994) اسم معكوس وايبيل او مقلوب وايبيل **Resprocal of Wiebul** على توزيع فريجت.

فاذا كان x متغيراً عشوائياً له توزيع وايبل *Wiebul distribution* فان $y = \frac{1}{x}$ يمثل مقلوب قيم المتغير العشوائي x يكون له توزيع فريجت بدالة الكثافة الاحتمالية الاتية :

$$f(x, \alpha, \beta) = \alpha\beta^\alpha x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right); x > 0 \quad \dots (6)$$

وان $\alpha > 0$ معلمة الشكل *Shape Parametere* و $\beta > 0$ معلمة القياس *Scale Parametere*

وان الدالة التوزيعية *Cummulative Distribution Function* تعطى بالشكل الاتي :

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_0^x f(u)du = \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right); x > 0 \quad \dots (7)$$

وان دالة المعولية (*Reliability Function*) كالاتي :

$$R(t) = 1 - F(t) = \int_t^\infty f(t)dt = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\beta}{t}\right)^\alpha\right) \quad \dots (8)$$

ودالة المخاطرة (*Hazard Function*) كالاتي :

$$H(t) = \alpha\beta^\alpha t^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{t}\right)^\alpha\right) \left(1 - \exp\left(-\left(\frac{\beta}{t}\right)^\alpha\right)\right)^{-1} \quad \dots (9)$$

وان العزم ذو المرتبة k حول نقطة الاصل k 'th Monent about origin :

$$EX^k = \int_0^\infty X^k f(x)dx = \beta^k \Gamma\left(1 - \frac{k}{\alpha}\right); k=1,2,3, \quad \dots (10)$$

وان متوسط وتباين التوزيع *Mean & Variance* :

$$\mu_x = \beta\Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) \quad \dots (11)$$

$$\sigma_x^2 = \beta^2\Gamma\left(1 - \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) \quad \dots (12)$$

(15,7,3) **Fuzzy Reliability**

المعولية الضبابية:

تعرف المعولية *Reliability* بانها احتمال بقاء الوحدة او الجهاز صالحاً للعمل بعد مرور مدة من الزمن (t) على الاستعمال فاذا كان T متغيراً عشوائياً مستمراً ، $T > 0$ فان دالة المعولية $R_T(t)$ هي :

$$R_T(t) = P(T \geq t) = \int_t^\infty f_T(x)dx = 1 - \int_0^t f_T(x)dx = 1 - F_T(t)$$

ومن خصائصها :

$$R(0) = p(T < 0) = 1 \quad \checkmark$$

$$R(\infty) = 0 \quad \checkmark$$

$$0 \leq R(t) \leq 1 \quad \checkmark$$

$$R(t_1) \geq R(t_2) \text{ فان } t_1 < t_2 \quad \checkmark$$

والآن يمكننا ان نقول ان المعولية الضبابية تمثل احتمال اداء الوحدة للعمل المطلوب منها بدرجات متفاوتة من النجاح لمدة محددة من الوقت تحت الظروف الاعتيادية ويرمز لها \tilde{R} والتي هي دالة في المجموعة الضبابية \tilde{A}

ولیکن $\mu_{\tilde{A}_i}(R)$ تمثل درجة انتماء R في \tilde{A}_i فان :

$$\tilde{R} = \mu_{\tilde{A}_i}(R).R$$

وبما ان :

$$R(t) = \int_t^{\infty} f(t)dt$$

فان :

$$\tilde{R} = \mu_{\tilde{A}_i}(R). \int_t^{\infty} f(t)dt$$

ان دالة معولية توزيع فريجت هي :

$$R(t) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right)$$

سوف نفرض بان قيم المتغير العشوائي الضبابي \tilde{T} هي رقم ضبابي:

$$\tilde{t} = \{[0, \infty), \mu_{\tilde{t}_i}\}$$

اذن: $t \in T$ و $\tilde{t} = \tilde{k}t$

لذلك فان الضبابية هي رقم ضبابي مثلثي حقيقي :

$$\tilde{k} = \{[0, \infty), \mu_{\tilde{k}}\}$$

وان :

$$\mu_{\tilde{k}}(k) = \begin{cases} \frac{k-k_{min}}{1-k_{min}} & k \in (k_{min}, 1) \\ \frac{k-k_{max}}{1-k_{max}} & k \in (1, k_{max}) \\ 0 & o.w \end{cases}$$

بحيث : $0 < k_{min} \leq 1 \leq k_{max}$

فاذا كان المتغير العشوائي T له توزيع فريجت تقليدي بدالة كثافة احتمالي $Frechet(\alpha, \beta)$ فان المتغير العشوائي الضبابي \tilde{T} المقابل له تويج فريجت بدالة كثافة احتمالية ضبابية $Frechet(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta})$ بالخواص الاتية :
 لكل $t \in [0, \infty)$ ، فان دالة التوزيع الضبابي التراكمي **(The Cumulative Fuzzy Distribution Function)** تكون :

$$\tilde{F}(\tilde{t}) = \exp\left(-\left(\frac{\tilde{\beta}}{\tilde{k}t}\right)^{\tilde{\alpha}}\right) ; \tilde{t} > 0 \quad \dots (13)$$

بينما دالة المعولية الضبابية تصبح :

$$\tilde{R}(t) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\tilde{\beta}}{\tilde{k}t}\right)^{\tilde{\alpha}}\right) \quad \dots(14)$$

طريقة الامكان الاعظم الضبابية (FML) Fuzzy Maximum liklihood Method [18 ، 14، 15، 12،13] :

لنفرض ان $x = (x_1, \dots, \dots, x_n)$ قياسات عينة عشوائية بحجم n لها توزيع فريجت $Frechet Distribution$ بدالة كثافة احتمالية :

$$f(x, \alpha, \beta) = \alpha\beta^\alpha x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) ; x > 0 \quad \dots(15)$$

ولیکن $X = (X_1, \dots, \dots, X_n)$ متجه عشوائي يمثل فضاء العينة ، فاذا كان x من X يمثل متجع المشاهدات فانه يمكن الحصول على دالة الامكان الاعظم للبيانات الكاملة **Not Fuzzy** كالاتي :

$$L(\alpha, \beta; x) = \prod_{i=1}^n f(x) = \alpha^n \beta^{n\alpha} \prod_{i=1}^n x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\sum_{i=1}^n \left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \quad \dots(16)$$

إذ أن x تكون مشاهدة بصورة واضحة ومتوفرة معلومات كاملة عنها (Crisp Vector).

والآن لنعد مشكلة أن x غير مشاهدة بصورة واضحة ودقيقة ومتوفرة معلومات جزئية عنها في صيغة مجموعة ضبابية جزئية (Fuzzy subset) بدالة انتماء $\mu_{\tilde{A}}(x)$ لها قياس بوريل. ، فإن المشاهدة الضبابية \tilde{x} يمكن ان تعبر عن المشاهدة الجزئية عن x من المتجه العشوائي X وان دالة الانتماء $\mu_{\tilde{A}}$ تعد كتوزيع احتمالي يفسر القيود عن تلك المشاهدة الجزئية \tilde{x} .
ان المجموعة الضبابية \tilde{x} يمكن وصفها بانها ناتجة عن خطوتين :

✓ x مسحوب من X

✓ المتجه المشاهد x بعد بمثل معلومات جزئية تشفر بصيغة $\mu_{\tilde{x}}(x)$

ويجب ان نلاحظ في هذا الإنموذج ان الخطوة الاولى فقط تعد تجربة عشوائية ، اما الخطوة الثانية فتتضمن تجميع معلومات عن x ونمذجة تلك المعلومات كتوزيع احتمالي .
وان المعلومات عن x يمكن ان تتمثل بالتوزيع الاحتمالي الاتي :

$$\mu_{\tilde{x}}(x) = \mu_{\tilde{x}_1}(x) \times \dots \times \mu_{\tilde{x}_n}(x) \quad \dots(17)$$

فاذا كانت x معطاة ويفترض ان دالة انتماءها لها قياس بوريل فاننا يمكن ان نحسب احتمالها وفقاً الى تعريف الاحتمال الضبابي فيمكن الحصول على دالة الامكان الاعظم للبيانات الضبابية كالآتي:

$$L(\alpha, \beta; \tilde{x}) = p(\tilde{x}; \alpha, \beta) = \int f(\tilde{x}; \alpha, \beta) \mu_{\tilde{x}}(x) dx \quad \dots(18)$$

مادام متجه البيانات x هو تحويل من متجه عشوائي متمائل التوزيع ومستقل X ، ونفترض ان دالة الانتماء المشتركة قابلة للتحليل كما في (16) فان دالة الامكان الاعظم الضبابية لتوزيع فريجت الضبابي يمكن ان تكتب بالصيغة الاتية :

$$L_0(\alpha, \beta; \tilde{x}) = \prod_{i=1}^n \int_0^\infty \alpha \beta^\alpha x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx$$

$$L_0(\alpha, \beta; \tilde{x}) = \alpha^n \beta^{n\alpha} \prod_{i=1}^n \int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx$$

$$L^* = \log(L_0(\alpha, \beta; \tilde{x}))$$

$$= n \log(\alpha) + n\alpha \log(\beta) + \sum_{i=1}^n \log\left(\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx\right) \quad \dots(19)$$

وان تقديرات الامكان الاعظم للمعالم α و β يمكن ان نحصل عليها بتعظيم L^* والاشتقاق الجزئي بالنسبة للمعالم α و β ومساواة النتيجة بالصفر كالآتي :

$$\frac{\partial L^*}{\partial \alpha} =$$

$$\frac{n}{\alpha} + n \log(\beta) +$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \cdot \left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \cdot \ln\left(\frac{\beta}{x}\right) \cdot \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx + \int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx \cdot (-1) \ln(x)}{\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}$$

$$= \frac{n}{\alpha} + n \log(\beta) + \sum_{i=1}^n \frac{\int_0^\infty x^{-\alpha-1} x^{-1} (-\beta)^\alpha \ln\left(\frac{\beta}{x}\right) \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx - \int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \ln(x) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}$$

$$= \frac{n}{\alpha} + n \log(\beta) + \sum_{i=1}^n \frac{\int_0^\infty x^{-2\alpha-1} (-\beta)^\alpha \ln\left(\frac{\beta}{x}\right) \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx - \int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \ln(x) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}$$

$$= \frac{n}{\alpha} + n \log(\beta) + \sum_{i=1}^n \frac{\int_0^\infty [(-x^{-2\alpha-1} (\beta)^\alpha \ln\left(\frac{\beta}{x}\right) - \int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \ln(x) \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx)]}{\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}$$

$$-\frac{n}{\hat{\alpha}} + n \log(\hat{\beta}) - \left[\sum_{i=1}^n \frac{\int_0^{\infty} \left[x^{-(\hat{\alpha}+1)} \cdot \ln(x) + x^{-2\hat{\alpha}-1} (\hat{\beta})^{\hat{\alpha}} \cdot \ln\left(\frac{\hat{\beta}}{x}\right) \right] \exp\left(-\left(\frac{\hat{\beta}}{x}\right)^{\hat{\alpha}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\int_0^{\infty} x^{-(\hat{\alpha}+1)} \exp\left(-\left(\frac{\hat{\beta}}{x}\right)^{\hat{\alpha}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx} \right] = 0 \quad \dots(20)$$

والان نشق بالنسبة لـ β وكالاتي:

$$L^* = \log(L_0(\alpha, \beta; \tilde{x}))$$

$$= n \log(\alpha) + n \alpha \log(\beta) + \sum \log\left(\int x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{1}{x}\right)^{\alpha} \beta^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx\right)$$

$$\frac{\partial L^*}{\partial \beta} = \frac{n \alpha}{\beta} + \sum_{i=1}^n \frac{\int x^{-\alpha-1} \cdot (-x^{-\alpha}) \alpha \beta^{\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{1}{x}\right)^{\alpha} \beta^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx + 0}{\int x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}$$

$$\frac{\partial L^*}{\partial \beta} = \frac{n \hat{\alpha}}{\hat{\beta}} - \sum_{i=1}^n \frac{\int_0^{\infty} x^{-\alpha-1} \left(\frac{\hat{\beta}}{x}\right)^{\hat{\alpha}} \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\beta}} \exp\left(-\left(\frac{\hat{\beta}}{x}\right)^{\hat{\alpha}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\int_0^{\infty} x^{-(\hat{\alpha}+1)} \exp\left(-\left(\frac{\hat{\beta}}{x}\right)^{\hat{\alpha}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx} = 0 \quad \dots(21)$$

ونلاحظ من الصيغ (19) و (20) بانه ليس هنالك صيغة مغلقة للحل، لذلك سوف نبحت عن التكرار الرقمي لنحصل على مقدرات الامكان الاعظم وذلك باستخدام طريقة نيوتن رافسون *Newton-Raphson method* حتى نحصل على تقديرات الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\beta}_{fmle}$ و $\hat{\alpha}_{fmle}$ وكالاتي :

ليكن $\theta = (\alpha, \beta)^T$ متجه المعالم ، فان عند الخطوة $(h + 1)$ من عمليات التكرار يمكن الحصول على المعالم كالاتي :

$$\theta^{h+1} = \theta^h - \left[\frac{\partial^2 L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \theta \partial \theta^T} \Big|_{\theta=\theta^h} \right]^{-1} \cdot \left[\frac{\partial L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta^h} \right]$$

اذ ان :-

$$\frac{\partial L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \theta} = \begin{pmatrix} \frac{\partial L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \alpha} \\ \frac{\partial L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \beta} \end{pmatrix}$$

$$\frac{\partial^2 L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \theta \partial \theta^T} = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \alpha^2} & \frac{\partial^2 L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \alpha \partial \beta} \\ \frac{\partial^2 L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \alpha \partial \beta} & \frac{\partial^2 L^*(\alpha, \beta; \tilde{x})}{\partial \beta^2} \end{pmatrix}$$

اذ ان :

$$\frac{\partial L^{*2}}{\partial \alpha^2} = -\frac{n}{\alpha^2} - \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{\left(\int_0^{\infty} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx\right)} \left(\int_0^{\infty} \ln(x)^2 \left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha} + 2 \ln(x) \ln\left(\frac{\beta}{x}\right) - \ln\left(\frac{\beta}{x}\right)^2 + \left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha} \ln\left(\frac{\beta}{x}\right)^2 \right) \cdot \left(x^{-\alpha-1} \left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx \right) + \frac{\left(\int_0^{\infty} \ln(x) + \left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha} \ln\left(\frac{\beta}{x}\right)\right) \cdot \left(x^{-\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx \right)^2}{\left(\int_0^{\infty} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx\right)^2} \right)$$

$$\frac{\partial L^{*2}}{\partial \beta^2} = -\frac{n \alpha}{\beta^2} - \sum_{i=1}^n \frac{\left(\frac{\alpha^2}{\beta^2} - \frac{\alpha}{\beta^2} \frac{\alpha^2}{\beta^2} \left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \cdot \left(x^{-\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx \right)}{\int_0^{\infty} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx} + \frac{\int_0^{\infty} x^{-\alpha-1} \left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha} \frac{\alpha}{\beta} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\left(\int_0^{\infty} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx\right)^2}$$

$$\frac{\partial L^{*2}}{\partial \alpha \partial \beta} = -\frac{n}{\beta} - \sum_{i=1}^n \left(\frac{-\ln(x) \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{\beta} - \left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha \ln(x) \frac{\alpha}{\beta}}{\left(\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx\right)} \right) + \frac{\int_0^\infty x^{-\alpha-1} \ln(x) \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) + x^{-\alpha-1} \left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha \ln\left(\frac{\beta}{x}\right) \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx \cdot \int_0^\infty x^{-\alpha-1} \left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\left(\int_0^\infty x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^\alpha\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx\right)^2}$$

ونستمر بعملية التكرار **Replication** حتى التقارب ، اي حتى يكون $|\theta^{h+1} - \theta^h|$ اقل من ε بحيث ان $\varepsilon > 0$ وعدد صغير جدا .

طريقة العزوم الضبابية : Fuzzy Moments Method [1,18 ، 14، 15، 12,13]

تعتمد طريقة العزوم على ايجاد k من عزوم المجتمع بدلالة k من المعلمات ، ثم مساواة عزم المجتمع بما يقابلها من عزوم العينة وبذلك نحصل على k معادلات (بعدد المعالم) وبحل المعادلات الناتجة نحصل على المقدرات المطلوبة .
ولكن لنعد مشكلة ان x غير مشاهدة بصورة واضحة ودقيقة ومتوفرة معلومات جزئية عنها في صيغة مجموعة ضبابية جزئية (*Fuzzy subset*) بدالة انتماء $\mu_{\tilde{A}}(x)$ لها قياس بوريل *Borel measure* فان طريقة العزوم يمكن ان تطبق كالاتي :
من المعروف ان العزم ذو المرتبة k لتوزيع فريجت *Frechet Distribution* بدالة كثافة احتمالية كما في الصيغة رقم (4) كالاتي :

$$EX^k = \int_0^\infty X^k f(x) dx = \beta^k \Gamma\left(1 - \frac{k}{\alpha}\right) ; k=1,2,3,\dots ; \alpha > k \quad \dots(22)$$

فان :

$$EX = \beta \Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right)$$

$$EX^2 = \beta^2 \Gamma\left(1 - \frac{2}{\alpha}\right)$$

تمثل عزوم المجتمع بعدد المعالم وان :

$$m_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X/\tilde{x}_i)$$

$$m_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X^2/\tilde{x}_i)$$

تمثل عزوم العينة بعدد المعالم وبمساواة عزوم المجتمع مع عزوم العينة ننتج لدينا المعادلتين الاتيتين :

$$\beta \Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X/\tilde{x}_i) \quad \dots(23)$$

$$\beta^2 \Gamma\left(1 - \frac{2}{\alpha}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X^2/\tilde{x}_i) \quad \dots(24)$$

وطالما انه ليست هناك صيغة مغلقة لحل المعادلتين (23) و (24) فاننا سوف نستعمل العمليات العددية التكرارية للحصول على تقديرات المعالم والتي يمكن ان توصف كالاتي :

1- لنفرض التقديرات الابتدائية لـ α و β ، هي α^0 و β^0 عندما $h = 0$

2- في التكرار رقم $(h + 1)$ نحسب اولاً :

$$E_{\alpha^{(h)},\beta^{(h)}}(X^r/\tilde{x}_i) = \frac{\alpha\beta^\alpha \int x^{-(\alpha^{(h)}+1)+r} \exp\left(-\left(\frac{\beta^{(h)}}{x}\right)^{\alpha^{(h)}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\alpha\beta^\alpha \int x^{-(\alpha^{(h)}+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta^{(h)}}{x}\right)^{\alpha^{(h)}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}$$

$$E_{\alpha^{(h)},\beta^{(h)}}(X^r/\tilde{x}_i) = \frac{\int x^{-(\alpha^{(h)}+1)+r} \exp\left(-\left(\frac{\beta^{(h)}}{x}\right)^{\alpha^{(h)}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx}{\int x^{-(\alpha^{(h)}+1)} \exp\left(-\left(\frac{\beta^{(h)}}{x}\right)^{\alpha^{(h)}}\right) \mu_{\tilde{x}_i}(x) dx} ; r = 1,2 \quad \dots(25)$$

3- بالاستناد إلى المعادلات (22) و (23) ، نحل اولاً بالنسبة لـ α لنحصل على المعادلة الآتية :

$$\frac{[\beta\Gamma(1-\frac{1}{\alpha})]^2}{\beta^2\Gamma(1-\frac{2}{\alpha})} = \frac{[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X/\tilde{x}_i)]^2}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X^2/\tilde{x}_i)}$$

$$= \frac{\beta^2[\Gamma(1-\frac{1}{\alpha})]^2}{\beta^2\Gamma(1-\frac{2}{\alpha})} = \frac{\frac{1}{n^2}[\sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X/\tilde{x}_i)]^2}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X^2/\tilde{x}_i)}$$

$$= \frac{[\Gamma(1-\frac{1}{\alpha})]^2}{\Gamma(1-\frac{2}{\alpha})} = \frac{\frac{1}{n^2}[\sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X/\tilde{x}_i)]^2}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n E_{\alpha,\beta}(X^2/\tilde{x}_i)}$$

$$\alpha^{(h+1)} = \frac{[\Gamma(1-\frac{1}{\alpha})]^2}{\Gamma(1-\frac{2}{\alpha})} = \frac{[\sum_{i=1}^n E_{\alpha^{(h)},\beta^{(h)}}(X/\tilde{x}_i)]^2}{n\sum_{i=1}^n E_{\alpha^{(h)},\beta^{(h)}}(X^2/\tilde{x}_i)} \quad \dots(26)$$

للحصول على الحل عند $\alpha^{(h+1)}$

4- نحل معادلة رقم (24) بالنسبة لـ β نحصل على :

$$\beta^{(h+1)} = \left[\frac{n[\Gamma(1-\frac{1}{\alpha})^{(h+1)}]}{\sum_{i=1}^n E_{\alpha^{(h)},\beta^{(h)}}(X/\tilde{x}_i)} \right] \alpha^{(h+1)} \quad \dots(27)$$

نضع $h = h + 1$ ، ونكرر الخطوة (2) و (4) الى ان يحصل التقارب بين التقديرات لنحصل على تقديرات طريقة العزوم

$\hat{\alpha}_{MOM}$ و $\hat{\beta}_{MOM}$

Simulation

Describe of simulation experiment

تم اعتماد اسلوب المحاكاة مونت كارلو (*Simulation – Monte Carlo*) لغرض المقارنة بين طرائق التقدير لدالة المعولية لتوزيع فريجت *Frechet Distribution* وكذلك لتوضيح تأثير طريقة تقدير دالة المعولية الضبابية تجاه ما يأتي :

- 1- التغير في حجم العينة *Sample Size* .
- 2- التغير في العلاقة بين معلمة الشكل α (*shape Parameter*) و معلمة القياس β (*Scale Parameter*) وللحصول على تقديرات المعولية الضبابية سيتم أولاً تقدير معالم توزيع فريجت α و β وفق الطرائق المذكورة في الفقرة (5.2) كالاتي :

• اختيار احجام العينات *Sample Sizes* :

اختيرت عدة احجام عينات ($n = 10, 50, 100, 150, 500$) .

• اختيار قيم افتراضية لمعلمت توزيع فريجت *Choosing Hypothesis Values of Parameters* :

اختيرت عدة قيم افتراضية لمعلمة الشكل α و معلمة القياس β لتوزيع فريجت وكما موضح في الجدول (1) .

جدول (1) القيم الافتراضية (الاولية) لمعامل توزيع فريجت

Parameter	α	β	α	β	α	β
value	0.50	0.50	0.5	0.1	3	1.5

• توليد البيانات **Data generation** :

- توليد متغير يتبع توزيعاً منتظماً $u \sim U(0, 1)$ بالاستعانة بالايغاز *Rand*
- توليد بيانات ضبابية تتبع توزيع فريجت بتطبيق طريقة التحويل المعكوس وباستعمال الصيغة الآتية:

$$t_i = \beta \left(\text{Ln} \left(\frac{1}{u} \right) \right)^{-\frac{1}{\alpha}} ; i = 1, 2, \dots, n \quad \dots(28)$$

والعينة العشوائية مستقلة ومتماثلة التوزيع (*i. i. d*) متمثلة بالمتجه t من توزيع فريجت وتم تحويل متجه العينة t الى الضبابية باستعمال نظام المعلومات الضبابية الافتراضي *Fuzzy Hypothetical information system* المبين في الشكل (5) المقابل لدوال الانتماء الآتية:

$$\mu_{\tilde{t}_1}(t) = \begin{cases} 1 & t \leq 0.05 \\ \frac{0.25-t}{0.2} & 0.05 \leq t \leq 0.25 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

$$\mu_{\tilde{t}_2}(t) = \begin{cases} \frac{t-0.05}{0.2} & 0.05 \leq t \leq 0.25 \\ \frac{0.5-t}{0.25} & 0.25 \leq t \leq 0.5 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

$$\mu_{\tilde{t}_3}(t) = \begin{cases} \frac{t-0.25}{0.25} & 0.25 \leq t \leq 0.5 \\ \frac{0.75-t}{0.25} & 0.5 \leq t \leq 0.75 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

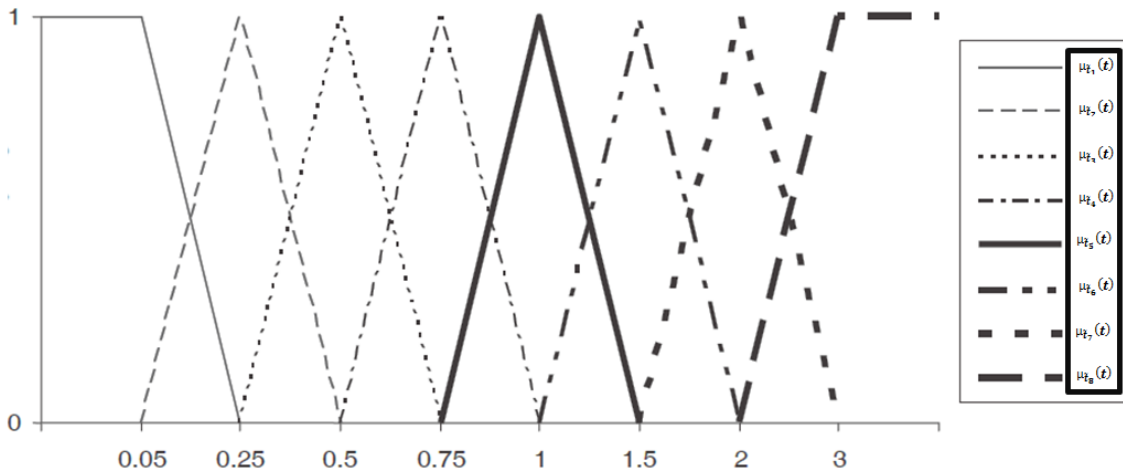
$$\mu_{\tilde{t}_4}(t) = \begin{cases} \frac{t-0.5}{0.25} & 0.5 \leq t \leq 0.75 \\ \frac{1-t}{0.25} & 0.75 \leq t \leq 1 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

$$\mu_{\tilde{t}_5}(t) = \begin{cases} \frac{t-0.75}{0.25} & 0.75 \leq t \leq 1 \\ \frac{1.5-t}{0.5} & 1 \leq t \leq 1.5 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

$$\mu_{\tilde{t}_6}(t) = \begin{cases} \frac{t-1}{0.5} & 1 \leq t \leq 1.5 \\ \frac{2-t}{0.5} & 1.5 \leq t \leq 2 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

$$\mu_{\tilde{t}_7}(t) = \begin{cases} 0 & o.w \\ \frac{t-1.5}{0.5} & 1 \leq t \leq 1.5 \\ 3-t & 2 \leq t \leq 3 \\ 0 & o.w \end{cases}$$

$$\mu_{\tilde{t}_8}(t) = \begin{cases} t-2 & 2 \leq t \leq 3 \\ 1 & t \geq 3 \\ 0 & o.w \end{cases}$$



شكل (5) نظام المعلومات الضبابية الافتراضي المستخدم في تضبيب بيانات المحاكاة

- استخدمت خوارزمية تكرارية تعتمد على طريقة *Tierney and Kandane's approximation T&k* للحصول على تقديرات بيز ، ولحساب مقدرات بيز ، سنفترض بان α و β لها توزيع اولي كما $\alpha \sim \text{gamma}(a, b), \beta \sim \text{gamma}(c, d)$ ، وسنفترض بان التوزيعات الاولية للمعالم غير كاملة المعلومات (*Non Informative*) ، اقترح *Press(2011)* استعمال قيم غير سالبة صغيرة جدا للمعالم الفوقية في التوزيع الاولي ، لذلك سنفترض $a = b = c = d = 0.0001$ وبحجوم العينات المفترضة، وبتكرار 1000 مرة لكل تجربة محاكاة لغرض الحصول على اكبر تجانس *Homogenous* في تقدير دالة المعولية لتوزيع فريجت وقد نفذت تجارب المحاكاة باستعمال لغة البرمجة *Matlab* .
- تم توليد قيم دالة المعولية الضبابية باستعمال الصيغة الاتية :

$$\tilde{R}(t_i) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\beta}{\tilde{t}_i}\right)^{\alpha}\right) ; i = 1, 2, \dots, n \quad \dots(29)$$

- بعد توليد القيم العشوائية الضبابية (\tilde{t}_i) من دالة *CDF* طبقاً الى احجام عينات معلومة وقيم افتراضية للمعلمات (اولية) حسب الصيغة (27)، تم تعويض قيم (\tilde{t}_i) والمعلمات الاولية حسب دوال الانتماء $\mu_{\tilde{t}_i}(t)$ المقابلة لكل مشاهدة عشوائية (\tilde{t}_i) في دالة المعولية الضبابية في الصيغة (28) لاستخراج $\tilde{R}(t_i)$ لكل مشاهدة ضبابية ومن ثم استخراج التوقع لكل الـ $\tilde{R}(t_i)$ كما يأتي :
- $$\tilde{R}(t) = \hat{E}(\tilde{R}(t_i)/\tilde{x}_i) = \frac{1}{K} \sum_{h=1}^K R^{(h)}(t) \quad \dots(30)$$

إذا ان :

K يمثل عدد مرات تكرار التجربة

- القيمة الاولى للتكرار (Initial Value) ، بحيث ان $h = 0,1,2, \dots, K$
- مقارنة نتائج المحاكاة : تتم مقارنة نتائج المحاكاة باستعمال المقاييس الاحصائية الاتية :
- متوسط مربعات الخطأ **Mean Square error** :

$$MSE(\tilde{R}) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K (\tilde{R} - R)^2 \quad \dots(31)$$

تمثل K عدد التكرارات **Replication** لكل تجربة .

- متوسط الخطأ النسبي المطلق (**Mean Absolut Proportional Error**) :

$$MAPE(\tilde{R}) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^k \left| \frac{\tilde{R}-R}{R} \right| \quad \dots(32)$$

تمثل K عدد التكرارات (**Replication**) لكل تجربة.

وقد تم الحصول على نتائج المحاكاة باستخدام برنامج (Matlab 2015) وكما هو مبين في الملحق (برنامج المحاكاة) وعرضت جميع النتائج في جداول خاصة سنبينها لاحقاً.

Analysis of Simulation Result

تحليل نتائج المحاكاة:

ان الطريقة المستعملة في ايجاد تقدير للمعولية الضبابية هي طريقة بيز الضبابية *Fuzzy Bays Method*

وسيتم عرض وتحليل نتائج تجارب المحاكاة وفق الجداول (2) الى (4)

جدول (2)

يبين متوسط مربعات الخطأ **MSE** ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق **MAPE** لمعالم توزيع فريجت α و β والمعولية الضبابية \tilde{R} المقدرة بطريقة الامكان الاعظم وطريقة العزوم عند حجوم عينات $\mathbf{n} = (10, 50, 100, 150, 500)$ وللقيم الحقيقية للمعولية المقابلة لكل حجم عينة (0.612,0.644,0.635,0.600, 0.652) ولقيم اولية لمعالم توزيع فريجت $\alpha = 0.5, \beta = 0.5$

n	Meth	Results			Best	
			Estimate	MSE		MAPE
10	FML	$\hat{\alpha}$	0.665352	0.004675	0.330703	FMom
		$\hat{\beta}$	0.351727	0.004442	0.297344	
		\tilde{R}	0.602032	0.026839	1.395128	
FMom	$\hat{\alpha}$	1.307211	0.505339	8.072106		
	$\hat{\beta}$	1.077277	0.201901	5.772765		
	\tilde{R}	0.838539	0.025090	2.159822		
50	FML	$\hat{\alpha}$	0.717622	0.001013	0.087049	FML
		$\hat{\beta}$	0.413690	0.000185	0.034524	
		\tilde{R}	0.660551	0.001221	0.449476	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.319632	0.091154	1.639264	
		$\hat{\beta}$	0.915648	0.024820	0.831296	
		\tilde{R}	0.826963	0.019814	1.818289	
100	FML	$\hat{\alpha}$	0.687524	0.000386	0.037505	FML
		$\hat{\beta}$	0.401543	0.000126	0.019691	
		\tilde{R}	0.674039	0.001568	0.459365	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.288222	0.051476	0.788222	
		$\hat{\beta}$	0.909963	0.013227	0.409963	
		\tilde{R}	0.817459	0.017843	1.554985	
150	FML	$\hat{\alpha}$	0.696143	0.000264	0.026152	FML
		$\hat{\beta}$	0.417060	0.000047	0.011059	
		\tilde{R}	0.675177	0.000671	0.363850	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.396835	0.036644	0.597890	
		$\hat{\beta}$	1.010780	0.010984	0.340520	
		\tilde{R}	0.842062	0.024414	2.055108	
500	FML	$\hat{\alpha}$	0.693670	0.000076	0.007747	FML
		$\hat{\beta}$	0.407790	0.000018	0.003688	
		\tilde{R}	0.675183	0.000887	0.408905	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.251825	0.009561	0.150365	
		$\hat{\beta}$	0.988779	0.003042	0.097756	
		\tilde{R}	0.832662	0.018518	1.829297	

يتضح من الجدول (2) وللقيم الأولية $\alpha = 0.5, \beta = 0.5$ من خلال المقارنة بمقياس متوسط مربعات الخطأ MSE ومقياس متوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE$ ولاحجام عينات مختلفة كما يلي :

- عند حجم عينة $n = 10$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.838539$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة العزوم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.838539$ و $\hat{\beta} = 1.077277$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.025090$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 2.159822$.
- عند حجم عينة $n = 50$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.660551$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.717622$ و $\hat{\beta} = 0.413690$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.001221$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.449476$.
- عند حجم عينة $n = 100$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.674039$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.687524$ و $\hat{\beta} = 0.401543$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.001568$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.459365$.

- عند حجم عينة $n = 150$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.675177$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.696143$ و $\hat{\beta} = 0.417060$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000671$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.363850$.
- عند حجم عينة $n = 500$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.675183$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.693670$ و $\hat{\beta} = 0.407790$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000887$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.408905$.

يتضح من ذلك ان افضل قيمة تقديرية للمعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.675183$ عند المعالم و $\hat{\beta} = 0.407790$ المقدره بطريقة الامكان الاعظم الضبابية عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000887$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.408905$ عند حجم عينة $n = 500$ ، حيث نلاحظ ان القيم التقديرية للمعالم متوافقة مع القيم الافتراضية وكذلك المعولية الضبابية المقدرة متوافقة مع المعولية الحقيقية.

جدول (3)

يبين متوسط مربعات الخطأ MSE ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE$ لمعالم توزيع فريجت α و β والمعولية الضبابية \tilde{R} المقدرة بطريقة الامكان الاعظم وطريقة العزوم عند حجوم عينات $n = (10, 50, 100, 150, 500)$ وللقيم الحقيقية للمعولية المقابلة لكل حجم عينة $(0.611, 0.600, 0.602, 0.606, 0.635)$ ولقيم اولية لمعالم توزيع فريجت $\alpha = 0.5, \beta = 1$

n	Meth	Results			Best	
		Estimate	MSE	MAPE		
10	FML	$\hat{\alpha}$	0.480387	0.000066	0.039764	FML
		$\hat{\beta}$	0.948387	0.000290	0.051613	
		\tilde{R}	0.680231	0.000084	0.124583	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.307211	0.505339	8.072106	
		$\hat{\beta}$	1.577277	0.201901	2.886383	
		\tilde{R}	0.777886	0.010014	1.319991	
50	FML	$\hat{\alpha}$	0.497147	0.000001	0.001169	FML
		$\hat{\beta}$	0.948844	0.000058	0.010231	
		\tilde{R}	0.696751	0.000075	0.115406	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.319632	0.091154	1.639264	
		$\hat{\beta}$	1.415648	0.024820	0.415648	
		\tilde{R}	0.781298	0.008514	1.163879	
100	FML	$\hat{\alpha}$	0.497423	0.000001	0.000526	FML
		$\hat{\beta}$	0.953799	0.000023	0.004620	
		\tilde{R}	0.690411	0.000060	0.105657	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.288222	0.051476	0.788222	
		$\hat{\beta}$	1.409963	0.013227	0.204982	
		\tilde{R}	0.778478	0.008130	1.005377	
150	FML	$\hat{\alpha}$	0.497686	0.000001	0.000309	FML
		$\hat{\beta}$	0.954672	0.000014	0.003022	
		\tilde{R}	0.691585	0.000055	0.103434	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.396835	0.036644	0.597890	
		$\hat{\beta}$	1.510780	0.010984	0.170260	
		\tilde{R}	0.791016	0.010385	1.323943	
500	FML	$\hat{\alpha}$	0.498290	0.000001	0.000068	FML
		$\hat{\beta}$	0.953149	0.000004	0.000937	
		\tilde{R}	0.694683	0.000055	0.105597	
	FMom	$\hat{\alpha}$	1.433729	0.011676	0.186746	
		$\hat{\beta}$	1.631410	0.004452	0.063141	
		\tilde{R}	0.812374	0.013517	1.582401	

يتضح من الجدول (3) وللقيم الأولية $\beta = 1, \alpha = 0.5$ من خلال المقارنة بمقياس متوسط مربعات الخطأ MSE ومعيار متوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE$ ولاحجام عينات مختلفة كما يلي :

- عند حجم عينة $n = 10$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.680231$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.480387$ و $\hat{\beta} = 0.948387$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000084$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.124583$
 - عند حجم عينة $n = 50$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.709575$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة بيز الضبابية $\hat{\alpha} = 0.522001$ و $\hat{\beta} = 1.017313$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000019$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.055026$
 - عند حجم عينة $n = 100$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.690411$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.497423$ و $\hat{\beta} = 0.953799$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000060$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.105657$
 - عند حجم عينة $n = 150$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.691585$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.497686$ و $\hat{\beta} = 0.954672$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000055$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.103434$
 - عند حجم عينة $n = 500$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.694683$ هو الافضل عند المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 0.498290$ و $\hat{\beta} = 0.953149$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000055$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.1055$
- يتضح من ذلك ان افضل قيمة تقديرية للمعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.694683$ عند المعالم $\hat{\alpha} = 0.498290$ و $\hat{\beta} = 0.953149$ المقدرة بطريقة الامكان الاعظم الضبابية عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000055$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.105597$ عند حجم عينة $n = 500$ ، حيث نلاحظ ان القيم التقديرية للمعالم متوافقة جدا مع القيم الافتراضية وكذلك المعولية الضبابية المقدرة متوافقة جداً مع المعولية الحقيقية.

جدول (4)

يبين متوسط مربعات الخطأ MSE ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE$ لمعالم توزيع فريجت α و β والمعولية الضبابية \tilde{R} المقدره بطريقة الامكان الاعظم وطريقة بيز عند حجوم عينات $n = (10, 50, 100, 150, 500)$ وللقيم الحقيقية للمعولية المقابلة لكل حجم عينة $(0.610, 0.621, 0.611, 0.615, 0.625)$ على التوالي ولقيم اولية لمعالم توزيع فريجت $\alpha = 3, \beta = 1.5$

n	Meth	Results			Best	
		Estimate	MSE	MAPE		
10	FML	$\hat{\alpha}$	4.126603	1.901033	0.715382	FML
		$\hat{\beta}$	1.516144	0.000408	0.021045	
		\tilde{R}	0.720009	0.006451	0.572082	
	FMom	$\hat{\alpha}$	4.237250	1.198007	2.062084	
		$\hat{\beta}$	2.021419	0.187580	1.738063	
		\tilde{R}	0.894863	0.051628	2.982200	
50	FML	$\hat{\alpha}$	1.737244	0.045941	0.084184	FML
		$\hat{\beta}$	1.485000	0.000007	0.002000	
		\tilde{R}	0.661024	0.000807	0.315486	
	FMom	$\hat{\alpha}$	5.049752	0.498408	0.683251	
		$\hat{\beta}$	1.771227	0.009867	0.180818	
		\tilde{R}	0.873842	0.031590	2.327212	
100	FML	$\hat{\alpha}$	1.365807	0.027679	0.054473	FML
		$\hat{\beta}$	1.480702	0.000004	0.001287	
		\tilde{R}	0.662719	0.001325	0.487208	
	FMom	$\hat{\alpha}$	5.943141	0.455618	0.490523	
		$\hat{\beta}$	2.143616	0.022732	0.214539	
		\tilde{R}	0.975926	0.077244	3.939874	
150	FML	$\hat{\alpha}$	1.594286	0.013480	0.031238	FML
		$\hat{\beta}$	1.483521	0.000002	0.000732	
		\tilde{R}	0.669127	0.000913	0.426236	
	FMom	$\hat{\alpha}$	5.124926	0.206088	0.236103	
		$\hat{\beta}$	1.939811	0.009890	0.097736	
		\tilde{R}	0.900454	0.045900	2.732092	
500	FML	$\hat{\alpha}$	2.679334	0.000206	0.002138	FML
		$\hat{\beta}$	1.499752	0.0000011	0.0000011	
		\tilde{R}	0.699173	0.000019	0.061746	
FMom	$\hat{\alpha}$	4.951076	0.050466	0.065036		
	$\hat{\beta}$	1.884368	0.002012	0.025625		
	\tilde{R}	0.898887	0.044794	2.809520		

يتضح من الجدول (4) وللقيم الأولية $\alpha = 3, \beta = 1.5$ من خلال المقارنة بمقياس متوسط مربعات الخطأ MSE ومعيار متوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE$ ولاحجام عينات مختلفة كما يلي :

- عند حجم عينة $n = 10$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.720009$ هو الافضل عند المعلمات المقدره بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 4.126603$ و $\hat{\beta} = 1.516144$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.006451$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.572082$.
 - عند حجم عينة $n = 50$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.661024$ هو الافضل عند المعلمات المقدره بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 1.737244$ و $\hat{\beta} = 1.485000$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000807$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.315486$.
 - عند حجم عينة $n = 100$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.662719$ هو الافضل عند المعلمات المقدره بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 1.365807$ و $\hat{\beta} = 1.483521$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.001325$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.487208$.
 - عند حجم عينة $n = 150$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.669127$ هو الافضل عند المعلمات المقدره بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 1.594286$ و $\hat{\beta} = 1.507026$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000913$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.426236$.
 - عند حجم عينة $n = 500$ اتضح ان مقدر المعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.699173$ هو الافضل عند المعلمات المقدره بطريقة الامكان الاعظم الضبابية $\hat{\alpha} = 2.679334$ و $\hat{\beta} = 1.499752$ عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000002$ ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.061746$.
- يتضح من ذلك ان افضل قيمة تقديرية للمعولية الضبابية $\tilde{R} = 0.699173$ عند المعالم $\hat{\alpha} = 2.679334$ و $\hat{\beta} = 1.499752$ المقدره بطريقة الامكان الاعظم الضبابية عند مقياس متوسط مربعات الخطأ $MSE(\tilde{R}) = 0.000002$ ، ومتوسط مربعات الخطأ النسبي المطلق $MAPE(\tilde{R}) = 0.061746$ عند حجم عينة $n = 500$ ، حيث نلاحظ ان القيم التقديرية للمعالم متوافقة مع القيم الافتراضية وكذلك المعولية الضبابية المقدره متوافقة مع المعولية الحقيقية.

Conclusions

الاستنتاجات:

- 1- طريقة الامكان الاعظم الضبابية تتفوق على طريقة العزوم الضبابية لكون مقدرات الامكان الاعظم تعطي اقل متوسط مربعات خطأ واقل متوسط مربعات خطأ نسبي.
- 2- ان قيمة المعولية الضبابية المقدره بطريقة الامكان الاعظم افضل من قيمة المعولية الحقيقية.

Recommendations

التوصيات:

- في ضوء ما توصل اليه الباحث في هذا البحث من استنتاجات نوصي بالاتي:
1. لوجود الكثير من الظواهر في العالم المادي الحقيقي تمتلك عدم دقة، لذلك نوصي بالتوسع باستعمال المنطق الضبابي لانه يعد كحل لمشكلة عدم الدقة في القياسات ويعطي نتائج ادق فيما لو كانت البيانات ضبابية.
 2. التوسع في استعمال طرائق اخرى للتقدير مثل طريقة العزوم الكمية الخطية **LQ – Moment** وطريقة المربعات الصغرى **Least square method** وطرائق اخرى في ايجاد تقديرات لمعالم التوزيع الاحتمالي التجزيئية **Method of Percentiles Estimators** وطرائق اخرى في ايجاد تقديرات لمعالم التوزيع الاحتمالي في حالة كون بيانات الحياة ضبابية.
 3. استعمال طرائق التقدير الضبابية في توزيع ازمنا حياة اخرى غير توزيع فريجت الاحتمالي.
 4. الاعتماد على مؤشرات اخرى لتقليل او تخفيض حالة عدم الدقة مثل مقياس **Renyi entropy** او **Shann entropy** وغيرها.

References

المصادر

- 1 A. Ibrahim, Nathier & A. Mohammed, Hussein, (2017), "Parameters and Reliability Estimation for the Fuzzy Exponential Distribution", American Journal of Mathematics and Statistics, 7(4): 143-151
- 2 Abbas, Kamran & Yincai, Tang, (2012), "Comparison of Estimation Methods for Frechet Distribution with Known Shape", Caspian Journal of Applied Sciences Research, 1(10), pp. 58-64, ISSN: 2251-9114, CJASR
- 3 Al-nasser.Abdul majeed hamza, (2009),"An introduction to statistical reliability", Ithraa publishing and distribution
- 4 Buckley, James J., (2006), "Fuzzy Probability and Statistics", Springer-Verlag Berlin Heidelberg, pp. 1-49
- 5 Chen, Guanrong; Tat, Trung, (2000), "Introduction to Fuzzy Sets, Fuzzy Logic, and Fuzzy Control Systems", Boca Raton London New York Washington, D.C.CRC Press
- 6 Denoeux, Thierry, (2011), "Maximum likelihood estimation from fuzzy data using the EM algorithm", Fuzzy Sets and Systems, 183, pp. 72–91
- 7 Felipe R. S. de Gusmão ; Edwin M. M. Ortega ; Gauss M. Cordeiro, (2011), " The generalized inverse Weibull distribution " , Stat Papers (Springer 2011 52, pp. 591–619
- 8 Harish Garg, S.P. Sharma and Monica Rani, (2013)," Weibull fuzzy probability distribution for analyzing the behaviour of pulping unit in a paper industry" . Int. J. Industrial and Systems Engineering, Vol. 14, No. 4 , pp 395-413
- 9 Huang , Hong-Zhong; Zuo Ming J.; and Sun Zhan-Quan, (2006), "Bayesian reliability analysis for fuzzy lifetime data", Fuzzy Sets and Systems 157, 1674 – 1686
- 10 Kwang H. Lee, (2004) , " First Course on Fuzzy Theory and Applications" , ISSN 16-15-3871, ISBN 3-540-22988-4 Springer ,Berlin Heidelberg NewYork, ppt:1-20
- 11 M. SHUAIB KHAN; PASHA G.R; AHMED HESHAM PASHA, (2008), "Theoretical Analysis of Inverse Weibull Distribution", WSEAS TRANSACTIONS on MATHEMATICS, Issue 2, Volume 7, pp. 30-38
- 12 Pak ,Abbas ; (2016)," Inference for the Shape Parameter of Lognormal Distribution in Presence of Fuzzy Data " Pak.j.stat.oper.res. Vol.XII No.1, pp. 89-99
- 13 Pak ,Abbas ; (2017)," Statistical inference for the parameter of Lindley distribution based on fuzzy data" Brazilian Journal of Probability and Statistics, Vol. 31, No. 3, 502–515
- 14 Pak, Abbas; Ali, Gholam & Saraj, Mansour, (2013), "Inference for the Weibull Distribution Based on Fuzzy Data", Int J Syst Assur Eng Manag, vol.: 36, no. 2, pp. 339 - 358
- 15 Pak, Abbas; Ali, Gholam & Saraj, Mansour, (2013), "Reliability estimation in Rayleigh distribution based on fuzzy lifetime data", Int J Syst Assur Eng Manag, springer , DOI 10.1007/s13198-013-0190-5
- 16 Peter ter Berg, (2009) , " Unification of Frechet and Weibull Distribution " , DNB Working Paper, No.198/pp. 1-13
- 17 Tao ,Terence ,(2011), "An Introduction to Measure Theory", the American Mathematical Society (AMS), pp. 77-89
- 18 Torabi, H. & Mirhosseini S. M., (2009), " The Most Powerful Tests for Fuzzy Hypotheses Testing with Vague Data " , Applied Mathematical Sciences, Vol. 3, 2009, no. 33,pp. 1619 – 1633

- 19 Wu, Hsien-Chung, (2004), "Fuzzy reliability estimation using Bayesian approach", Computers & Industrial Engineering, 46, pp. 467–493
- 20 Zadeh L. A. (1972),"A Fuzzy-Set-Theoretic Interpretation of Linguistic Hedges" , Journal of Cybernetics, 2:3, 4-34.
- 21 Zadeh L. A. (1975), " The Concept of a Linguistic Variable and its Application to Approxirqate Reasoning-III*", NFORMATIONSCIENCES9, 43-80.
- 22 Zadeh, L. A., (1965), "Fuzzy Sets", Information and control, Department of Electrical Engineering and Electronics Research Laboratory, University of California, Berkeley ,California ,8, 338-353
- 23 Zadeh, L. A., (1968), "Fuzzy Algorithms", Information and control, 12, 94-102
- 24 Zadeh, L., A., (1968), "Probability Measures of Fuzzy Events", Journal of Mathematical analysis and applications 23, 421-428.