



## دراسة مقارنة بين طرق التقدير باستخدام معلمتي الشكل والقياس لتوزيع ويبيل

نجوى حميد فرج وعفراء هاشم عبد اللطيف

جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، كلية العلوم قسم الإحصاء E\_mail:najwamohamed777@gmail.com

تاريخ الورقة: تاريخ الاستلام: يوليو 2018

تاريخ القبول أغسطس 2018!

### المستخلص

هدفت هذه الدراسة إلى تقدير معلمة القياس  $\theta$  ومعلمة الشكل  $\lambda$  لتوزيع ويبيل والمقارنة بين طرق التقدير (الإمكان الأعظم، العزوم، المربعات الصغرى، ومقدر أعظم خسارة تربيعية Minimax) بواسطة مقياس متوسط مربعات الخط MSE للحصول على أفضل تقدير تم استخدام بيانات فعلية لسرعة الرياح الشهرية لمدينة سبها - ليبيا لعدد 52 سنة، حيث تم حساب قيمة الوسيط والرابع الثالث والمئين الخامس وثمانون والقيمة العظمى في كل سنة كمقاييس ومتغيرات للدراسة. تم استخدام برنامج الحزمة الإحصائية R في التطبيق وأظهرت النتائج ان الأفضلية في التقدير لطريقة أعظم خسارة تربيعية Minimax ثم طريقة الإمكان الأعظم ثم العزوم ثم المربعات الصغرى. واوصت الدراسة بأجراء مقارنات بين طرق التقدير الأخرى مثل اقل تباين ومقدر أعظم خسارة معدلة اسية والاعتماد على مقياس المئين الخامس والثمانون في حساب سرعة الرياح.

الكلمات المفتاحية: طريقة الإمكان الأعظم، مقدر أعظم خسارة تربيعية، متوسط مربعات الخطأ

### Abstract

This study aimed to estimate the parameter scale  $\theta$  and the shape parameter  $\lambda$  of the Weibull distribution and to compare the estimation methods (Maximum likelihood, Moments, least squares and maximum loss of Minimax) by the mean square error to obtain the best estimate. Actual data for the monthly wind velocity of Sebha city -Libya were used for 52 years. The value of median, third quartile, eighty-fifth percentile and the maximum values in each year as measurements and variables of the study. The statistical package program R was used in the application. The results showed that the best method of estimation was the maximum loss method Minimax, then the maximum likelihood then moments then lest squares method. The study also recommended that make comparisons between traditional methods of (Minimum Variance bound and the highest exponential loss function) and the reliance on the eighty-fifth percentile scale in the calculation of wind speed.

**Keywords:** Maximum Likelihood Method, Minimax, Mean of square error.

© 2018 Sudan University of Science and Technology, All rights reserved

المقدمة:  
اهتمت البحوث في مجال تقدير المعلمات مجهولة للتوزيعات الاحتمالية أو (النماذج الإحصائية) بمحاولة إيجاد أفضل مقدر لهذه المعلمات لذا تم وضع العديد من الطرق لهذا الغرض الذي قد تتفق أو لا تتفق على نفس القيمة المقدره لمعلمة ما وتطورت طرق التقدير

المقدمة:  
اهتمت البحوث في مجال تقدير المعلمات مجهولة للتوزيعات الاحتمالية أو (النماذج الإحصائية) بمحاولة إيجاد أفضل مقدر لهذه المعلمات لذا تم وضع العديد من الطرق لهذا الغرض الذي قد تتفق أو لا تتفق على نفس القيمة المقدره لمعلمة ما وتطورت طرق التقدير

والمئين الخامس والثمانون والقيمة العظمى في كل سنة  
1962 - 2013 م) كمقاييس ومتغيرات للدراسة من  
أجل التنبؤ سرعة الرياح بمدينة سبها بلبيبا في  
السنوات القادمة واتخاذ ما يلزم من إجراءات للعاملين  
بمصلحة الأحوال الجوية لمواجهته .

#### الجانب النظري:

مكتشف توزيع ويبل هو العالم الفيزيائي ويبل  
وسمي التوزيع باسمه، واستخدمه Weibull (1939)  
في تحليلات المعولية بنجاح من خلال بحث نشره عن  
تحليل عطلات سبعة نماذج كانت تتميز بصعوبة  
وصف سلوك بياناتها بالتوزيعات المتداولة في ذلك  
الوقت ومن المناسب القول ان توزيع ويبل يصف  
بشكل شامل كافة مراحل دورة حياة المنظومة، فهو  
يصف ظاهرتي التناقص والتزايد لمعدل العطل،  
بالإضافة الى ظاهرة الثبات ويتم تمثيل دالة الكثافة  
الاحتمالية لتوزيع ويبل باستخدام الصيغة التالية:  
اعتماداً فاضل 2016؛ مطانيوس مخول 2011).

في ما بينها الأمر الذي أدى إلى ضرورة المقارنة بينها  
و، تيار أفضل طريقة . ان التقدير المتحصل عليه من  
العينة يعتبر في حكم المتغير العشوائي بسبب اختلاف  
قيمه من عينة لأخرى ممكنة السحب من مجتمع  
معين، وعليه تمكن المشكلة في التساؤل حول ما إذا  
كان من الممكن معرفة أفضل تقدير لمعلمتي توزيع  
ويبل من خلال المقارنة بين طرق التقدير . يعتبر مقدر  
أعظم خسارة تربيعية من المقدرات المهمة في مجال  
التقدير والاستدلال الإحصائي ، وعليه في هذه الدراسة  
تتم مقارنة القيم المقدره لمعلمة الشكل ومعلمة القياس  
لتوزيع ويبل بكل من طريقة مقدر أعظم خسارة تربيعية  
Minimax ( و الامكان الأعظم ) Maximum  
Likelihood Method ( والعزوم ) Moments  
Method ( وأيضاً المربعات الصغرى ) Least  
Squares Method ، واعتمدت طريقة متوسط  
مربعات الخطأ ( MSE ) لتحديد أفضل طريقة لتقدير  
وعليه تم استخدام الحزم الإحصائية المحوسبة Excel  
، SPSS ، R حساب قيمة الوسيط والربيع الثالث

$$f(x_i, \theta, \lambda) = \frac{\lambda}{\theta} \left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\lambda-1} \exp\left[-\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^\lambda\right] \dots (1)$$

ودالة الكتلة الاحتمالية:

$$F(x_i, \theta, \lambda) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^\lambda\right] \dots (2)$$

خصائص توزيع ويبل:

$$M = \theta \Gamma\left[1 + \frac{1}{\lambda}\right] \dots (3)$$

$$\sigma^2 = \theta \left[ \Gamma\left\{\frac{\lambda+2}{\lambda}\right\} - \left[ \Gamma\left\{\frac{\lambda+1}{\lambda}\right\} \right]^2 \right] \dots (4)$$

حيث:

$\lambda$ : متوسط التوزيع ،  $\sigma^2$ : تباين التوزيع  
تقدير معلمات توزيع ويبل:  
توجد عدة طرق للتقدير منها الطرق التقليدية الإمكان  
الأعظم والعزوم والمربعات الصغرى بالإضافة الى

طريقة مقدر أعظم خسارة تربيعية للتقدير، فيما يلي  
نستعرض طرق تقدير معلمة القياس والشكل لتوزيع  
ويبل (على الوكيل 2009 م .

## طريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood Method

ي مقدر الإمكان الأعظم للمعلمة  $\theta = (X_1, \dots)$  .

وهي تقدير الإمكان الأعظم للمعلمة والنسبة للتوزيعات المستمرة فان قيمة  $\theta$  التي تجعل احتمال الحصول على مفردات العينة  $x$  قريب جدا من القيم التي حصلنا عليها  $X_1, \dots$  أكبر ما يمكن وسيتم استخدامها لتقدير معالم توزيع وييل ويتمكن توضيح ذلك بالمعادلات الآتية : جلال الصياح (1993م).

قد نشر السيد فيشر ورفقتين بحثيتين اقترح فيها طريقة عامة لتقدير معالم سميت الإمكان الأعظم تعريف مقدر الإمكان الأعظم - إذا كان  $L\theta = L(\theta, X_1, \dots)$  تمثل دالة الإمكان الأعظم للعينة العشوائية  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  وان  $\theta = (X_1, \dots)$  دالة في قيم المشاهدات  $X_1, \dots$  تمثل قيمة المعلمة  $\theta$  في فضاء المعالم وتجعل  $L\theta$  أكبر ما يمكن فان

$$f(x_i, \theta, \lambda) = \frac{\lambda}{\theta} \left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\lambda-1} \exp\left[-\frac{x_i}{\theta}\right]^{\lambda}$$

$$F(x_i, \theta, \lambda) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\lambda}\right]$$

$$L(x_i, \theta, \lambda) = \prod_{i=1}^r f(x_i) \prod_{i=r+1}^n \bar{F}(x) = \prod_{i=1}^r h(x_i) \prod_{i=1}^r \bar{F}(x) * \bar{F}(xq)^{n-r}$$

∴ دالة الإمكان الأعظم تعطى بالعلاقة الآتية:

$$L(x_i, \theta, \lambda) = \prod_{i=1}^r \left[ \frac{\lambda}{\theta} \left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\lambda-1} \exp\left[-\frac{x_i}{\theta}\right]^{\lambda} [1 - \exp\left[-\left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\lambda}\right]]^{n-r} \right] \dots (5)$$

وبتفاضل المعادلة (5) بالنسبة ل  $\theta$  ومساواتها بالصفر ينتج ان:

$$\ln L = r \ln(\lambda) - r \lambda n(\theta) + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^r \ln(x_i) - \sum_{i=1}^r \left(\frac{x_i}{\theta}\right)^{\lambda} - \left[ n - r \left(\frac{xq}{\theta}\right)^{\lambda} \right] \dots (6)$$

$$\theta = \left[ \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^{\lambda} + (n - r)(xq)^{\lambda} \right]^{\frac{1}{\lambda}} \dots (7)$$

وبتفاضل المعادلة (7) بالنسبة ل  $\lambda$  ومساواتها بالصفر ينتج ان:

غير الخطية مثل: طريقة نيوتن - رافسون (lewton 'aphson) وهي على النحو الآتي: نفترض ان قيما  $\theta_1$  + قريبة جدا من الحل.

لا يمكن حل المعادلة الناتجة (7) بالطرق الاعتيادية وذلك بسبب ارتفاع درجة الخطية فيها، لذلك يمكن حلها باستخدام احدى الطرق العددية لحل المعادلات

$$\lambda_i + 1 = \lambda_i - \left\{ \frac{\frac{r}{\lambda} - s_{i1} - s_{i2} + s_{i3}}{\frac{-r}{\lambda^2} - s_{i3} - s_{i5}^2 - s_{i4} - s_{i5}} \right\} \dots (8)$$

حيث:

$$s_{i1} = \sum_{i=1}^r \left\{ \frac{x_i^\lambda}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\} \ln \left\{ \frac{x_i}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\}$$

$$s_{i2} = \sum_{i=1}^r \left\{ \frac{(n-r)(xq)^\lambda}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\} \ln \left\{ \frac{xq}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\}$$

$$s_{i3} = \sum_{i=1}^r \ln \left\{ \frac{x_i}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\}$$

$$s_{i4} = \sum_{i=1}^r \left\{ \frac{(x_i)^\lambda}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\} \ln^2 \left\{ \frac{x_i}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\}$$

$$s_{i5} = \sum_{i=1}^r \left\{ \frac{(n-r)(x_i)^\lambda}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\} \ln^2 \left\{ \frac{x_i}{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (x_i)^\lambda + (n-r)(xq)^\lambda} \right\}$$

حيث :

: متغير الحالة

: النقطة الحالية

: النقطة الجديدة

- مقدر ال **Minimax** :

المرتبة عن هذا المقدر ستكون ثابتة، وان هو مقدر

Minimax افتراض ان دالة خسارة تربيعية L

$$d1^* = \text{Loss} = \left( \frac{\theta - d1}{\theta} \right)^2$$

باعتبار ان التوزيع

الأولى للمعلمة  $\theta$  هو توزيع كاه (عبد الجبار بخيت

2011)

يعتد هذا المقدر بالأساس على نظرية

ehmann's Theorem ، فاذا كانت لدينا

(  $F_\theta, \theta \in \Theta$  ) عائلة من دوال التوزيع، و D

هو مجال المجال ( $a^* \in D$ ) يسمى مقدر بيز للمعلمة

المخاطرة المترتبة  $R(\theta)$  ان دالة المخاطرة

$$\pi(\theta) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} \theta^{-(\alpha+1)} \text{EXP}\left(\frac{-\theta}{\beta}\right)$$

حيث ان :  $\theta > 0, \alpha, \beta > 0$

تم اشتقاق صيغة للمقد  $d_1^*$  للمعلمة  $\theta$  بعد ان بين ان التوزيع اللاحق للمعلمة  $\theta$  بوجود عينة عشوائية من  $n$  هي  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  سيكون:

... (9)

$$\pi(\theta | \mathbf{X}) = \frac{f(\theta, \mathbf{y})}{f(\mathbf{y})}$$

$$\pi(\theta | \mathbf{X}) = \frac{\left(\frac{1}{\theta}\right)^{\alpha+n+1} e^{-\frac{1}{\theta}\left(\sum x_i^\lambda + \frac{1}{\beta}\right)}}{\int_0^\infty \left(\frac{1}{\theta}\right)^{\alpha+n+1} e^{-\left(\frac{\sum x_i^\lambda}{\theta} + \frac{1}{\beta\theta}\right)} d\theta}$$

وبعد اراء التكال والاختصار يكون التوزيع اللاحق  $\pi(\theta | X)$  هو ايضا كما:

...(10)

$$\pi(\theta | \mathbf{X}) = \frac{\left(\sum_{i=1}^n x_i^\lambda + \frac{1}{\beta}\right)^{n+\alpha}}{\Gamma(n+\alpha)} \left(\frac{1}{\theta}\right)^{\alpha+n+1} e^{-\frac{1}{\theta}\left(\sum x_i^\lambda + \frac{1}{\beta}\right)}$$

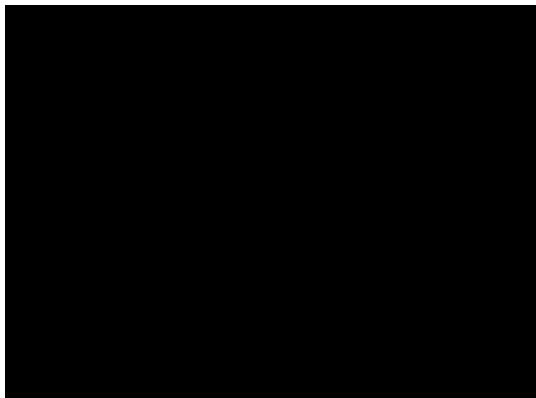
وطبقا لدالة الخسارة التربيعية:

$$\rho_Q^{B1} = \left(\frac{\theta - d1^*}{\theta}\right)^2$$

وبافتراض دالة خسارة تربيعية:

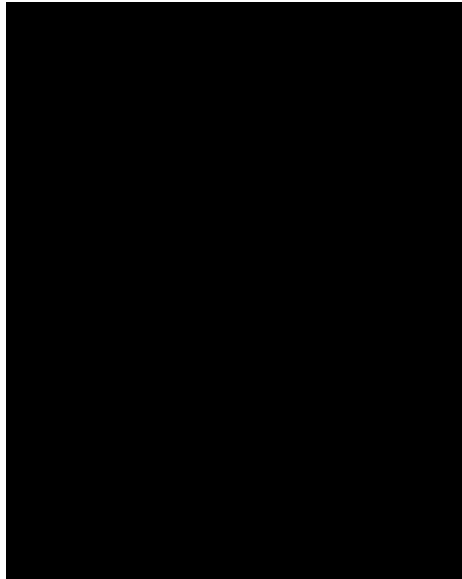
... (1)

$$L = LOSS = \left(\frac{\theta - d1^*}{\theta}\right)^2$$



... (2)

ولابد من إيجاد هذه التوقعات:



حيث:

$$k_1 = \frac{1}{(n + \alpha + 1)}$$

أما دالة الخسارة الناتجة من المقدر  $d_1^*$  وهي  $\rho_Q^{B1}$ :

$$R(\theta) = E(LOSS) = \left( \frac{\rho_Q^{B1} - \theta}{\theta} \right)^2$$

$$R(\theta) = \frac{1}{\theta} \left[ K^2 E \left( T + \frac{1}{B} \right)^2 - 2K\theta E \left( T + \frac{1}{B} \right) + \theta^2 \right] \quad (3)$$

$x_i \sim \text{Weibull}(\theta, \lambda)$

وطالما ان:

فان:

$$T = \sum_{i=1}^n x_i \sim \text{Gamma}(\lambda, \theta)$$

وعليه فان الدالة الاحتمالية لـ  $T$  هي:

$$h(t) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n \Gamma_n} t^{n-1} e^{-\frac{t}{\theta}} & t > 0 \dots \\ 0 & \text{o.w} \end{cases}$$

$$E\left(T + \frac{1}{\beta}\right) = n\theta + \frac{1}{\beta}$$

$$E\left(T + \frac{1}{\beta}\right)^2 = E(T^2) + \frac{2}{\beta}E(T) + \frac{1}{\beta^2}$$

$$= n(n+1)\theta^2 + \frac{2}{\beta}n\theta + \frac{1}{\beta^2}$$

14)

وعند تعويض قيم التوقعات في المعادلة (3) تكون دالة الخسارة هي:

$$R(\theta) = \frac{k_1^2 E\left(T + \frac{1}{\beta}\right)^2}{\theta^2} - \frac{2k_1 E\left(T + \frac{1}{\beta}\right)}{\theta} + 1$$

$$R(\theta) = n(n+1)k_1^2 + \frac{2k_1(nk_1-1)}{\beta\theta} + \left(\frac{k_1}{\beta\theta}\right)^2 + 2nk_1 + 1$$

وهنا نجد ان:

$R(\theta)$  ليست ثابتة ولكنها تعتمد على المعلمات  $(\beta, \theta)$ ، وهنا يكون مقدر

دالة المخاطرة  $\delta_{\theta}^{\beta} 1 = k\left(T + \frac{1}{\beta}\right)$  risk function هو ليس بالضبط مقدر من نوع

Minimax estimator ولكن عندما  $\beta \rightarrow \infty$  فان:

$$F(\theta) = n(n+1)k_1^2 - 2nk_1 + 1 \dots (15)$$

وهي مستقلة عن  $\theta$  وعندئذ يكون  $\delta_{\theta}^{\beta} 1$  هو مقدر Semi-Minimax estimator  $-\theta$ .

### - طريقة المربعات الصغرى Least Squares Method

من أبسط نماذج الانحدار هو نموذج الانحدار الخطي البسيط ويقوم هذا النموذج على الافتراضات التالية:

- ان قيم المتغير المستقل بالعينة العشوائية  $(i = 1, 2, \dots, n)$  تكون ثابتة وهذا يعني ان قيد  $X$  تم اختيارها

مسبقا من قبل الباحث وبالتالي جميع البيانات عن المتغير  $Y$  سوف لن تتغير تلك القيم.

- ان متوسطات توزيع  $\left(\frac{Y}{X}\right)$  عند كل قيمة من قيد  $X$  تقع على نفس الخط المستقيم والعلاقات الآتية توضح ذلك:

يعتمد

الانحدار على طريقة المربعات الصغرى التي تجعل مربعات الأخطاء أصغر ما يمكن لإيجاد النهاية العظمى للدالة

ويتم ذلك عن طريق النفاضل الجزئي لكل من ومساواة ذلك بالصفر ثم حل المعادلات الناتجة ولعلاقات الآتية  
 توضح ذلك:

يمكننا اشتقاق نموذج انحداري من توزيع ويبيل وهناك عدة طرق، اما الطريقة التي سنسلكها هي كالآتي: (صادق  
 جعفر .009).

$$F(x) = 1 - \exp\left(-\frac{(x)^\lambda}{\theta}\right) \dots (16)$$

ونحصل بأخذ اللورغاتم مرتين للدالة أعلاه (6)،  $\theta$ ،  $\lambda$ :

$$\ln[-\ln(1-F(x_i))] = \ln(x_i) - \lambda \ln(\theta)$$

نلاحظ هنا ان استخدامنا اللوغاريتم الطبيعي خلال الاشتقاق وذلك لأنه لا يؤثر هنا في معادلة الانحدار

$$y_i = \ln[-\ln(1-F(x_i))] \text{ and } x_i = \ln x_i$$

حيث:

$$Y_i = \lambda x_i - \lambda \ln(\theta)$$

$$SST = \sum_{i=1}^r (y_i - \bar{y})^2$$

$$A = \sum_{i=1}^r (y_i - [\lambda x_i - \lambda \ln(\theta)])^2$$

فسنحصل على ثوابت معادلة الانحدار أعلاه من خلال تطبيق العلاقة الآتية:

$$\theta X y = \exp\left[-\left(\frac{\bar{y}}{yxy} - \bar{x}\right)\right] \dots (7)$$

$$\lambda xy = \frac{\sum_{i=1}^r (X_i - \bar{X})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^r (X_i - \bar{X})^2}$$

حيث

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}$$



للغزوم لتلك الدالة ومقارنتها بالدالة المولدة للغزوم للتوزيعات الاحتمالية المشهورة فاذا كانت مطابقة لأحد منها يكون الوزيع الاحتمالي للدالة في المتغير العشوائي هو نفس التوزيع الاحتمالي المشهور وسيتم استخدام طريقة الغزوم في تقدير معالم توزيع وييل (عبد الحفيظ فوزي 2000).

وتتلخص طريقة الغزوم في الخطوات التالية:

$$\hat{M}_r = E(x^r) \dots (18)$$

$$M_j = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \quad j = 1, 2, \dots, k \dots (19)$$

نوجد التقدير العزمي بمساواة غزوم المجتمع وغزوم العينة

$$M_r = A_j (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k), \quad j = 1, 2, \dots, k \dots (20)$$

مشتمةً على القيمة العظمى. الاختيار أفضل قيمة لمعلمة القياس  $\theta$  ومعلمة الشكل  $\lambda$  لتوزيع وييل تمت المقارنة بين المقدرات (الإمكان الأعظم والغزوم والمربعات الصغرى ومقدر أعظم خسارة تربيعية) بواسطة متوسط مربعات الخطأ مستخدمة برامج الحزم الإحصائية المحوسر SPSS R ، تعتبر لغة R لغة مفتوحة المصدر ابتكرها روس انهاكا ويعود سبب تسميتها بلغة R الي اسم مبتكرها وقد صدرت اول نسخة مستقرة للغة R عام 2000 هذه اللغة مزودة بكم هائل من التوابع التي تحل معظم المشاكل وتمكننا من عمل حزمة خاصة من التوابع والخوارزميات واضافتها إلى R .

## طريقة الغزوم : Method of Moments

تمثل هذه الطريقة جوهر المساواة بين عزم المجتمع وعزم العينة المناظرة لها وبالتالي سوف نحصل على جملة من المعادلات بالنسبة لمعالم المجتمع ونحصل على التقديرات المطلوبة وتستخدم طريقة الغزوم في تقديرات المعالم المجهولة كما يمكن استخدامها كطريقة للحصول على التوزيع الاحتمالي لمتغير عشوائي أو أكثر وذلك بإيجاد الدالة المولدة 1-نوجد غزوم المجتمع حول الصفر

نوجد غزوم العينة حول الصفر

### الجانب التطبيقي:

بناء على ما سبق من وصف التوزيع تم تطبيق توزيع وييل الاحتمالي، الذي يعد من التوزيعات المهمة والاساسية لدراسة الظواهر الحياتية المهمة والمرتبطة بالأحوال الجوية - المناخ لهذا تم التركيز على بيانات سرعة الرياح الشهرية لمختلف السنوات منذ 1962 وحتى 2013 م وكان الاهتمام من مصحلة الأحوال الجوية بمدينة سب - ليبيا بمقياس القيمة العظمى. ولاثبات صحة فرضيات الدراسة تم تقسيم البيانات إلى أربع مقاييس (قيمة الوسيط ' ) وقيمة الربيع الثالث ( ) والمئين الخامس والثمانون ( ) والقيمة العظمى ( ) والتي اعتبرت كمتغيرات للدراسة ، أولاً كفاية البيانات:

### جدول 1: كفاية البيانات :

0.909	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy	
483.462	قيمة مربع كاي التقريبية	Bartlett's Test of Sphericity
66	درجة الحرية	
0.000	القيمة المعنوية	

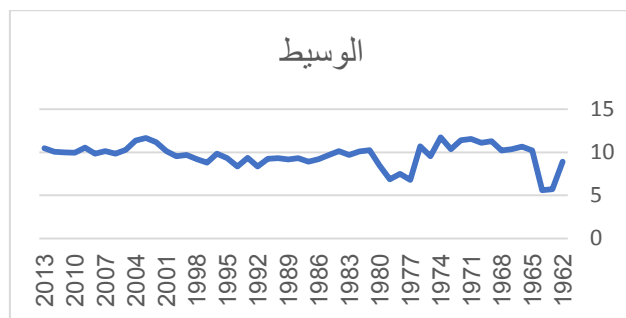
المصدر: اعداد الباحث بواسطة برنامج SPSS

نلاحظ من الجدول رقم ( ) ان قيمة مة سر KMO 1.909 ) وهي تقع في المدى بين 0.5 . وكانت القيمة المعنوية  $(ig.=0.000)$  وهذا يدل على كفاية البيانات حسب الفرضية الأولى.

ثانياً: وصف متغيرات الدراسة:

- المتغير الأول (الوسيط):

شكل رقم ( ) : بيانات سرعة الرياح وفق متغير الوسيط:



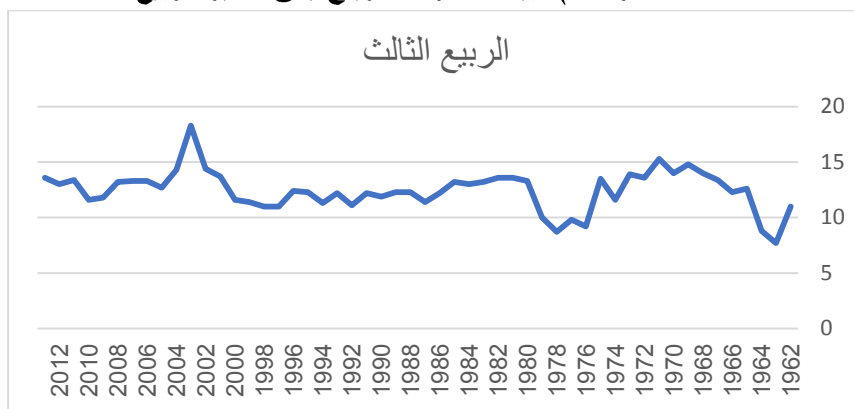
المصدر: اعداد الباحث بواسطة برنامج Excel، 2016

يتضح من الشكل ( )

أن مقياس الوسيط كان متذبذباً في زيادة ونقصان وتزيدات سرعة الرياح مع السنين حيث وصلت أعلى قيمة لسرعة الرياح 11.65 في عام 2003، ثم انخفضت حيث وصلت أقل قيمة لسرعة الرياح 5.7 في عام 1964 .

- المتغير الثاني ( الربع الثالث):

شكل رقم ( ! ) : بيانات سرعة الرياح وفق متغير الربع الثالث:



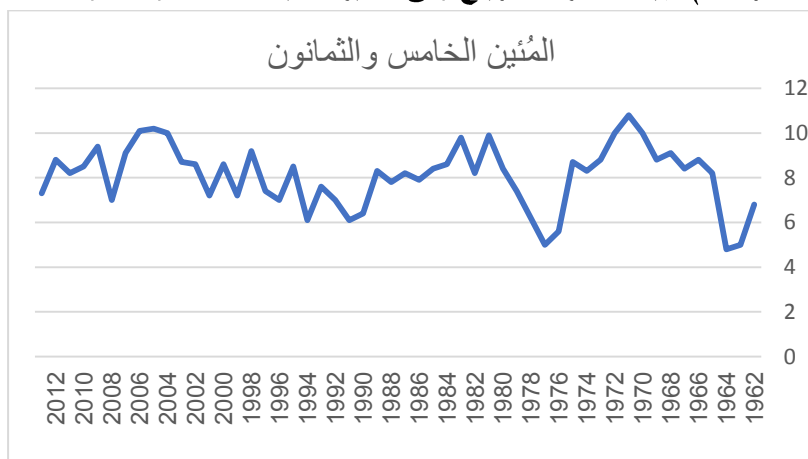
المصدر: اعداد الباحث بواسطة برنامج Excel، 2016

يتضح من الشكل (!):

ان مقياس الربع الثالث كان متذبذباً وتزيدات سرعة الرياح مع السنين حيث وصلت أعلى قيمة لسرعة الرياح 8.3 في عام 2003، ثم انخفضت حيث وصلت أقل قيمة لسرعة الرياح 7.7 في عام 1964 .

- المتغير الثالث ( المئين الخامس والثمانون):

شكل رقم (١): بيانات سرعة الرياح وفق متغير المئين الخامس والثمانون:



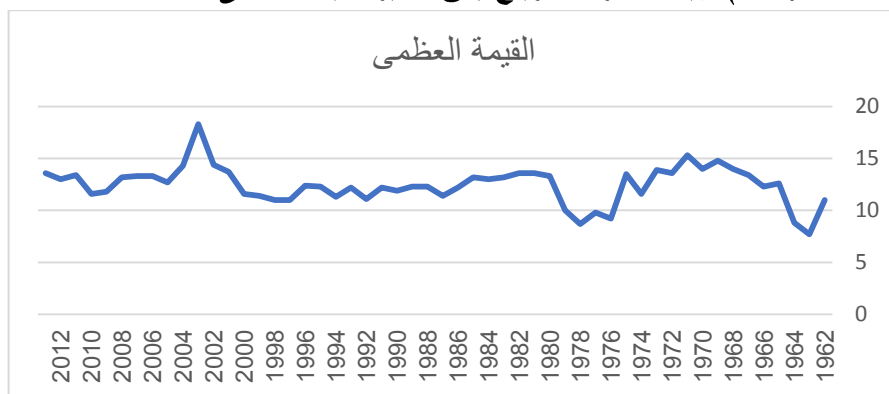
المصدر: اعداد الباحث بواسطة برنامج Excel،2016

يتضح من الشكل (١):

ان مقياس المئين الخامس وثمانون كان متذبذباً وتزايدت سرعة الرياح مع السنين حيث وصلت أعلى قيمة لسرعة الرياح 10.8 في عام 971، ثم انخفضت حيث وصلت أقل قيمة لسرعة الرياح 5 في عامي 963، 977.

- المتغير الرابع ( القيمة العظمى):

شكل رقم (٢): بيانات سرعة الرياح وفق متغير القيمة العظمى:



المصدر: اعداد الباحث بواسطة برنامج Excel،2016

يتضح من الشكل (٢):

أن مقياس الوسيط كان متذبذباً وتزايدت سرعة الرياح مع السنين حيث وصلت أعلى قيمة لسرعة الرياح 8.3 في عام 003، ثم انخفضت حيث وصلت أقل قيمة لسرعة الرياح 7.7 في عام 964.

ثالثاً: قيم معلمتي لتوزيع وفق الطرق المختلفة للتقدير:

جدول ٤: تقدير معلمتي التوزيع:

$\lambda$	$\theta$	الطريقة	المتغيرات
7.854046	11.973727	ML (الإمكان الأعظم)	الوسيط ( ' )
10.85865	11.92886	IOM (العزوم)	
5.745885	11.952701	LS (المربعات الصغرى)	
10.858765	11.918876	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	
9.173802	12.873541	ML (الإمكان الأعظم)	الربيع الثالث ( ' )
14.62231	12.873541	IOM (العزوم)	
6.471328	12.747711	LS (المربعات الصغرى)	
11.174002	12.893542	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	
9.905818	13.48078	ML (الإمكان الأ. ظم)	المئين الخامس والثمانون ( ' )
18.27885	13.40922	IOM (العزوم)	
7.58344	13.48783	LS (المربعات الصغرى)	
12.907616	13.484076	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	
7.06858	13.18136	ML (الإمكان الأعظم)	القيمة العظمى ( ' )
8.034827	13.182679	IOM (العزوم)	
7.29636	13.48330	LS (المربعات الصغرى)	
7.06959	13.16138	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	

المصدر: إعداد الباحث بواسطة برنامج R

المفاضلة بين طرق التقدير MSE:

من أجل المفاضلة بين طرق التقدير السابقة واستخراج أفضل طريقة تم استخدام طريقة متوسط مربعات الخد MSE.

جدول ٥: المقارنة بين طرق التقدير

MSE متوسط مربعات الخطأ	طرق التقدير	المتغيرات
0.007245234	ML (الإمكان الأعظم)	الوسيط ( ' )
0.00581289	IOM (العزوم)	
0.0119828	LS (المربعات الصغرى)	
0.00551187	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	
0.005316771	ML (الإمكان الأعظم)	الربيع الثالث ( ' )
0.007364847	IOM (العزوم)	
0.01928652	LS (المربعات الصغرى)	
0.005517671	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	
0.007481874	ML (الإمكان الأعظم)	المئين الخامس والثمانون ( ' )
0.01532799	IOM (العزوم)	
0.007081870	LS (المربعات الصغرى)	
0.002423218	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	
0.2906699	ML (الإمكان الأعظم)	القيمة العظمى ( ' )
0.3084817	IOM (العزوم)	
0.3355814	LS (المربعات الصغرى)	
0.2805577	I (مقدر أعظم خسارة تربيعية)	

المصدر: إعداد الباحث بواسطة برنامج R

نلاحظ من الجدول رقم (1) الذي تم فيه حساب قيمة متوسط مربعات الخط MSE للطرق التقدير باعتماد على الحزبة البرمجية (2) أن أقل قيمة لمتوسط مربعات الخط ISE هي المحسوبة ب طريقة MINIMAX أي أن النموذج المتحصل عليه بطريقة MINIMAX يعتبر الأفضل والأكثر دقة وملائمة لبيانات هذه الدراسة ومن ثم طريقة الإمكان الأعظم وأخير تأتي طريقة المربعات الصغرى .

المفاضلة بين المتغيرات:  
الصغرى. ما بالنسبة للمتغير (y<sub>2</sub>) فإن طريقة الإمكان الأعظم تعتبر هي أفضل ثم طريقة MINIMAX ثم العزوم وأخيرا طريقة المربعات الصغرى. صيغة النموذج المقدر وفقا لأفضل طريقة تقدير وأفضل متغير :

نلاحظ من الجدول (1) أن النموذج المتحصل عليه بطريقة MINIMAX للمتغيرات (3) و (4) يمتلك أقل قيمة لمتوسط مربعات الخط MSE ثم طريقة الإمكان الأعظم ثم طريقة العزوم ثم المربعات

$$f(x_i, 13.16138, 7.06959) = \frac{7.06959}{13.16138} \left( \frac{x_i}{13.16138} \right)^{7.06959-1}$$

- بمقارنة المقاييس لوحظ ان مقياس المئين الخامس والثمانون هو أفضل مقياس لتمثيل بيانات سرعة الرياح .

#### مناقشة النتائج :

من خلال العرض النظري والتطبيق العملي يمكن ان نلخص أهم النتائج والتوصيات فيما يلي:

- التوصيات :
- توسيع الدراسة لتشمل على توزيعات ويبيل ذو الثلاث معلمات لتكون أكثر شمولية.
  - تطوير واشتقاق طرق أخرى في تقدير توزيع ويبيل.
  - حساب القيم التقديرية للدالة التوزيعية لويبل من اجل التنبؤ بسرعة الرياح في السنوات القادمة لاتخاذ ما يلزم من تدابير لمواجهة .
  - إجراء دراسات مستمرة للمناخ وخاصة في ضوء التغيرات السائدة أخيرا.
  - لقائمين في مصلحة الأحوال الجوية في سبها، الاستفادة من النتائج التي تم التوصل اليها والاعتماد على المقياس المئين الخامس والثمانون.

- أظهرت نتائج تمثيل البيانات بيانياً بالنسبة لمقياس الوسيط تذبذباً في بيانات سرعة الرياح حيث سجلت أعلى قيمة للوسيط سنة 2002 وكذلك بالنسبة للربيع الثالث والقيمة العظمى، واختلفت عند مقياس المئين الخامس والثمانون حيث سجلت أعلى قيمة سنة 1970 .
- تقدير معلمتي التوزيع أربعة طرق وهي (1) ماكن الأعظم والعزوم وأعظم خسارة تربيعية والمربعات الصغرى).
- بمقارنة الطرق لوحظ ان طريقة مقدر أعظم خسارة تربيعية هي أفضل وأدق الطرق من حيث ملاءمتها لبيانات الدراسة ثم تأتي طريقة الإمكان الأعظم ثم طريقة العزوم اما طريقة المربعات الصغرى فهي أقل الطرق ملائمة لبيانات الدراسة.
- إمكانية الاستفادة من توزيع ويبيل في دراسة ظواهر الحياة (في تقدير سرعة الرياح).

## المراجع:

- العتوق، شفيق، (2008م)، طرق الإحصاء، دار المناهج للنشر والتوزيع، الأردن، عمارة، الطبعة الاولى .
- بخيت، عبد الجبار، (2011م)، دراسة مقارنة تقدير معلمة القياس لتوزيع وييل باستخدام الأعمام ومقدر تصغير أعظم خسارة تربيعية ومقدر تصغير أعظم خسارة معدلة خطية، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، 10، 04 - 24 .
- اعتماد، فاضل، (2016م)، توزيع وييل لمعلمة واحدة، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، 39، 135-129 .
- جعفر، صادق، (2009)، أفضل تقدير لمعوليه توزيع وييل ذي المعلمتين، مجلة بغداد للعلوم الإحصائية، 10، 05 10 .
- الصياد، جلال مصطفى، (1993 م)، الاستدلال الإحصائي، دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية.
- علي، عبد الحسين وكييل، (2009م)، ملاحظت على توزيع وييل، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية 7 . 01 14 .
- غانم، عدنان، مخول مطانيوس، (2011م)، فعالية استخدام توزيع وييل الاحتمالي في التنبؤ، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية، 10، 19 211 .
- فوزي، عبد الحفيظ، (2000)، الاستدلال الإحصائي و نظرية التقدير، مجموعة النيل العربية لنشر.
- Box, George E. and Tiao, George c., (1973), Bayesian Inference Statistical Analysis, Addison-Wesley Publishing.

1962	6.3	6.2	9.8	9.6	11	10.1	9	8.3	6.1	8.8	8.7	9.3
1963	6	7	7.1	7.3	6.9	7.7	5.5	4.1	5.1	5	5.3	3.4
1964	6.3	4.7	6.4	8.8	7	7.2	5.6	4.1	5.3	4.2	5.7	5.1
1965	8.2	8.2	10.8	10.5	12.6	10.7	11.1	11.5	7.8	9.9	8.9	6.1
1966	8.6	7.2	10.8	12	12.3	10.5	10.9	9.6	6.8	11.5	10.1	11.4
1967	6.9	8	11	11.1	10.5	13.4	11.2	10	9.1	10.6	8.7	10.2
1968	6.7	10.3	13.3	12.9	13.6	11.9	10.1	10.3	7.8	10	8.7	8.4
1969	8.4	9.5	12.9	13.6	9.6	14	11.7	11.9	9.1	11.1	11.5	8.5
1970	9.1	7.3	12.3	14.8	13.4	13	11.3	11.4	8.8	9.7	10.9	6.9
1971	8.6	10	12.7	12.2	14	13.4	13.2	10.9	8.7	13.3	10.6	10.3
1972	8.6	10.8	13.1	12.9	15.3	11.9	11.5	12.9	11.1	11.3	10.8	9.7
1973	10.1	10	12.9	13.6	13.1	13.2	10.6	10.3	9.3	10.4	8.7	10.3
1974	5.4	8.8	12.3	12	13.3	10.7	11.5	12.7	6.7	13.9	13.7	10.3
1975	6	8.8	8.3	11.6	11.1	9.6	9.1	9.5	7.2	9.8	9.6	10.1
1976	7.6	10.6	12.8	13.5	11.9	12.5	11.1	9.9	5.7	10.8	9	8.7
1977	6.6	6.2	5.6	7.8	9.2	7	6.9	6.9	3.4	7.8	6.7	4.1
1978	5	4	7.6	7.5	8.9	8	7.5	7.5	2.6	6.2	7.6	5.9

1979	3.7	6.9	6.7	7.8	8.7	8.1	7.4	6.2	3.7	6.8	7.1	5.2
1980	4.5	5.4	7.4	9.3	9.3	10.1	9.5	8.5	8.2	8.1	8.6	8.4
1981	7.5	9.7	10.3	12.7	12.4	11.9	12	13.3	8.4	10.2	10	6.7
1982	9.5	9.9	10.8	11.1	13.2	11.5	10.1	10.6	9.7	10.1	10	9.7
1983	7.7	10.7	9.9	10.9	13	10.6	10.7	9	9.5	9.1	8.2	6.8
1984	8.1	10.1	10.4	13.2	12.1	11.6	10.6	10.1	7.7	9.8	10.2	7.7
1985	9.5	8	11.3	10.5	12.2	11.3	10.2	9.5	8.6	9.4	9.9	7.7
1986	8.4	9.3	10.1	11.3	9.8	11.4	8.8	8.7	6.7	9.7	7.6	9.1
1987	7.2	9	9.7	8.5	10.8	9.1	11.4	9	7.3	7.9	8.1	8.85
1988	8	8.9	9	11.7	12.3	10.3	9.6	10	6.7	10.5	8.5	8.2
1989	7.8	8.8	9.2	11.2	10.1	12.3	10.5	8.6	6.9	9.5	9.1	7.1
1990	10.3	6.5	9.2	11.9	11.2	10.8	9.8	9.4	6.9	8.9	8.3	8.7
1991	5.7	9.2	10.9	10.7	12.2	10.4	8.9	9.2	5.9	9.8	9.3	6.4
1992	5.9	5.9	9.7	8.7	11.1	11	11	8	5.7	9	8	6.1
1993	6.1	9.6	10.5	9.5	12.2	10	9.7	9	5	9.2	7	9
1994	7.6	7.8	11.3	10.7	10.3	10.1	9.4	8.6	4.2	8.1	6.6	4.2
1995	4.9	6.1	9.2	12.3	10.6	11.3	9.6	10.7	6.9	9.4	9	6
1996	8.9	11.5	8.5	12.4	11.8	12	10.1	9.6	6.5	11.5	9	7
1997	7.4	6.4	8.7	10.1	11	8.9	10.6	10.9	6.6	10.6	6.6	7
1998	7.6	7.4	9.2	11	9.2	10.8	9.9	9.8	6.6	9.1	9.4	6.1
1999	7.2	9.2	11.4	11	10.8	10.1	9.8	9.6	6.6	9.5	9.3	9.9
2000	7.2	6.6	9.7	11	10.6	10.6	9.4	9.7	6.7	9.2	11.6	8.7
2001	7.3	9.1	9.1	10.8	13	11.2	10.6	9.9	13.7	10.4	8.6	8.4
2002	7.2	8.7	11.8	13.8	13.4	11.6	11.6	12.3	14.4	12.2	8	9.2
2003	9.1	10	12.5	13.7	12.6	12.8	11.7	11.5	18.3	11.6	9.4	10.1
2004	9.1	10.2	11.7	14.3	14.3	12.3	10.7	11.3	10.4	11.4	14.3	9.8
2005	8.8	10.2	12.6	12.1	12	12.6	12.7	10.3	10.3	10.1	8.8	8.4
2006	9.1	9.8	9.8	12.2	11.9	13.3	9.9	11.1	10.6	7.8	7.9	7.8
2007	6.8	10	10.4	13.3	12.2	12.5	10.8	10.1	10.2	6.9	8.1	7
2008	9.4	9.4	9.5	13.2	12.7	12.5	10.8	9.6	10.1	10.5	9.1	9
2009	11.3	8.3	11.3	11.8	11.6	10.7	10.7	10.4	9.9	9.1	7	8.5
2010	9.1	8.5	11	12.5	13.6	11	11.1	10.3	9.6	9.6	8.4	7.2
2011	7.3	9	11.1	11.9	13.4	11.4	10.6	9.7	10.3	8.9	8.2	7.4
2012	8.7	10.3	10.8	12.6	13	10.8	10.1	9.5	10	8.8	8.8	6.6
2013	6.4	9.3	11.4	13.6	13.1	12.4	10.8	10.1	10.8	8.4	7.3	7.1

الملحق : البيانات المستخدمة في التحليل