أستخدام أفضل توزيع احتمالي في التنبؤ بالاحتمالات المتوقعة بمقدار الحمل في الطاقة الكهربائية في مدينة اربيل مستخدما البيانات الفعلية للفترة (2014-2015).

Using the best probability distribution to predict the expected probabilities of Total electricity loading in Erbil city, using real data for the period of (2014-2015).

م. رفز محمد صالح طاهر
المعهد التقني الإداري -الجامعة التقنية/اربيل
Ravaz_2007@Yahoo.com

المستخلص:

في هذا البحث تم تطبيق مجموعة من التوزيعات الاحتمالية المستمرة على البيانات الفعلية لمعدل الاسبوعي لمجموع مقدار الحمل في الطاقة الكهربائية(Total Load) للفترة (2014-2015) لمدينة اربيل وقام الباحث بما يأتي:

1. تم أخذ مجموعة من التوزيعات الاحتمالية:(توزيع ويبل ذو ثلاث معلمات، توزيع ويبل ذو معلمتين، توزيع القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول، توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الاول ، توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الثاني ذو ثلاثة معلمات، توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الثاني ذو معلمتين، توزيع القيمة المتطرفة المعممة) وقد طبق عليها اختبارين لحسن المطابقة (اختبار كولموكروف سميرنوف ((KS) (Kolmogorov-Smirnov Test)، اختبار أندرسون دارلنك (AD)Anderson Darling Test)) لغرض معرفة اي من التوزيعات الاحتمالية المأخوذة تكون ملائمة (معنوية) مع البيانات.وتوصلنا بان التوزيعات الاحتمالية التالية (توزيع ويبل ذو ثلاث معلمات، توزيع ويبل ذو معلمتين، توزيع القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول، توزيع القيمة المتطرفةالمعممة) كانت ملائمة (معنوية) مع البيانات.
2. بعد اِجراءالاختبارات تم تطبيق معيارين لاختيار النماذج (التوزيعات الاحتمالية):(معيار معلومات Akaike Information Criterion (AIC) ، معيار معلومات Akaike المصحح Corrected Akaike Information Criterion (AICc)) باعتماد على قيم لوغاريتم دالة الامكان الاعظم للتوزيعات الاحتمالية الملائمة (معنوية) ، وذلك لتحديد اي من التوزيعات المعنوية تكون الافضل والاقرب تطابقا مع البيانات ، وبعد التوصل الى النتائج تبين أن توزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) كانت الاكثر تقاربا والافضل تمثيلا للبيانات .
3. تم تحويل توزيع(القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) الى دالة خطية وبعدها قام الباحث بتقدير قيم معلمات الدالة بأستخدام طريقة مربعات الصغرى الموزونة وبالتالي استخدامها في حساب القيم التقديرية للبيانات الظاهرة تحت الدراسة.

4. حساب الاحتمالات المتوقعة لمقدار مجموع الحمل بالاعتماد على الصيغ الرياضية للتوزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) وحسب عدد السنوات (2،4،6،8،10،12،14،16،18،20) .وقد تم استخدام البرامج الاحصائية الجاهز (Easyfit 5.6, SPSS 19) و برنامج (Microsoft office 2007) للتوصل الى النتائج.

Abstract:

In this research, a set of continuous probability distributions is applied on real data for the weekly average of the total electricity load for the period of (2014-2015) in Erbil city, and the following actions have been done:

1. A set of probability distributions have been taken: (Weibull with three and two parameters, Gumbel min (Minimum Extreme Value Type 1) Distribution, Gumbel Max (Maximum Extreme Value Type 1) Distribution, Frechet (3p) (Three Parameters Maximum Extreme Value Type 2) Distribution, Frechet (Two Parameters Maximum Extreme Value Type 2) Distribution and Generalized Extreme Value Distribution) had been applied by the two tests for goodness of fit (Kolmogorov-Smirnov test (KS)) and (Anderson Darling test (AD)) for the purpose of any knowledge of the probability distributions taken if it is appropriate (significant), followed by the real data, the following probabilities distributions have been obtained (Weibull with three and two parameters, Gumbel min (Minimum Extreme Value Type 1) Distribution, Generalized Extreme Value Distribution) were appropriate (significant) with the actual data.
2. Subsequent to the tests that are applied, the researchers applied two criteria for selecting models (probability distributions): (Akaike Information Criterion (AIC) and the Corrected Akaike Information Criterion (AICc)) depending on the values of the logarithms of the maximum likelihood function for the probability distributions, to identify any of the distributions (significant) to be the best and closest correspondence with the data, after reaching results we showed that the distribution of (Gumbel min (Minimum Extreme Value Type 1) Distribution) was the closest and the best representation of the data.
3. There had been transformation of the (Gumbel min (Minimum Extreme Value Type 1) Distribution) to a linear function, and then we estimated parameters of linear function using the weighted least square method and thus are used in the calculation of the estimated values of the phenomenon under study data.
4. Calculating the predicted probabilities for the total load value, depending on the mathematical formula of the (Gumbel min (Minimum Extreme Value Type 1) Distribution) and by the number of years (2, 4, 6, 8, 10, 12, 14, 16, 18, 20). We used available statistical software (Easyfit 5.6, SPSS 19) and (Microsoft office 2007) to obtain the results.

المقدمة

أهداف البحث:

يهدف البحث الى تحقيق مجموعة من الاهداف التالية:

1. معرفة كيفية اختيار التوزيعات الاحتمالية الملائمة (معنوية) للبيانات الحقيقيه من بين مجموعة من التوزيعات الاحتمالية من خلال تطبيق اختبارات حسن المطابقة ومن ثم اختيار التوزيع الافضل تقاربا للبيانات الحقيقية مقارنةً مع بقية التوزيعات الملائمة (معنوية) الاخرى بأستخدام معايير اختيار النماذج (التوزيعات الاحتمالية).

2. معرفة كيفية تحويل التوزيع المختار وتحويله الى دالة خطية وتقدير معلماته بأستخدام طريقة مربعات الصغرى الموزونة وبالتالي امكانية استخدامها في تقدير قيم الظاهرة تحت الدراسة.

3. كيفية حساب الاحتمال المتوقع للبيانات باعتماد على صيغ التوزيع المختار والاكثر تطابقا مع بيانات الظاهرة المدروسة للاستفادة منها في التنبؤ بالمستقبل.

مشكلة البحث:

في البحوث التطبيقية، يقوم الباحث باختبار قيم الظاهرة (اختبار التوزيع الذي يلائم او الممثل للبيانات الظاهرة المدروسة) قبل قيامه بتحليل ظاهرة معينة بهدف التوصل الى التوزيع الاحتمالي النظري الذي يطابق البيانات ولكن في كثير من الاحيان هنالك اكثر من توزيع يكون ملائم او يمثل البيانات ، ومن هنا تظهر المشكلة وهي كيف يمكن ان نختار التوزيع الاحتمالي الاكثر تطابقا والافضل ملائمةً للبيانات الحقيقية للظاهرة مقارنةً مع بقية التوزيعات الاحتمالية الملائمة. وبعدها كيفية تحويلها الى دالة خطية وامكانية استخدامها في التقدير وكيفية استخدام صيغ التوزيع الاحتمالي الاكثر تطابقا مع البيانات الحقيقية للظاهرة في ايجاد الاحتمالات المتوقعة للقيم الظاهرة المدروسة وبالتالي الاستفادة منها في التنبؤ بالمستقبل.

1- الجانب النظري:

1-1: التوزيعات الاحتمالية Probability Distributions:

في هذا البحث تم اخذ مجموعة من التوزيعات الاحتمالية المستمرة بهدف معرفة اي منها تلائم البيانات الحقيقية ، و كما مبين ادناه:(Krishnamoorthy, 2006) , (Sinha,1986), (Jerald,2003):

1-1-1: توزيع ويبل ذو ثلاث معلمات Three parameters Weibull Distribution:

إن دالة كثافة الاحتمالية تعطى كما في الصيغة الآتية (Jerald,2003), (Horst Rinne, 2009):

$$f(x;\alpha,\beta,\gamma)=\frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{x-\gamma}{\beta}\right)^{\alpha-1}\exp\left(-\left(\frac{x-\gamma}{\beta}\right)^{\alpha}\right) \qquad (1) \qquad \gamma<x<+\infty$$

$$0 \qquad \text{elsewhere}$$

حيث ان:

α: تمثل معلمة الشكل ($\alpha>0$).

β: تمثل معلمة القياس ($\beta > 0$).

γ: تمثل معلمة الموقع ($\gamma > 0$).

إن الدالة التوزيعية Cumulative Distribution للتوزيع تعطي حسب الصيغة الآتية:

$$F(x;\alpha,\beta,\gamma) = P(X \le x;\alpha,\beta,\gamma)$$
$$= 1 - \exp(-(\frac{x-\gamma}{\beta})^{\alpha}) \qquad (2)$$

وأشتق الباحث دالة الامكان الاعظم(Maximum Likelihood Function) من الصيغة (2)وكما في الصيغة التالية:

$$L(\alpha,\beta,\gamma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n) = (\frac{\alpha}{\beta})^n \frac{\prod_{i=1}^{n}(x_i-\gamma)^{\alpha-1}}{\beta^{n(\alpha-1)}} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\gamma)^{\alpha}}{\beta^{\alpha}}\right) \qquad (3)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للطرفين نحصل على:

$$Ln(L(\alpha,\beta,\gamma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n))$$
$$= n\left[Ln(\frac{\alpha}{\beta^{\alpha}})\right] + \sum_{i=1}^{n} Ln(x_i-\gamma)^{\alpha-1} - \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\gamma)^{\alpha}}{\beta^{\alpha}} \qquad (4)$$

2-1-1: توزيع ويبل ذو معلمتين Two parameters Weibull Distribution:

إن دالة كثافة الاحتمالية تعطى كما في الصيغة الآتية (Jerald,2003), (Horst Rinne, 2009):

$$f(x;\alpha,\beta,\gamma) = \frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp(-(\frac{x}{\beta})^{\alpha}) \qquad (5) \qquad 0 < x < +\infty$$
$$0 \quad \text{elsewhere}$$

حيث ان:

α: تمثل معلمة الشكل ($\alpha > 0$).

β: تمثل معلمة القياس ($\beta > 0$).

إن الدالة التوزيعية Cumulative Distribution للتوزيع تعطي حسب الصيغة الآتية:

$$F(x;\alpha,\beta) = P(X \le x;\alpha,\beta)$$
$$= 1 - \exp(-(\frac{x}{\beta})^{\alpha}) \qquad (6)$$

وأشتق الباحث دالة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Function) من الصيغة (6) وكما في الصيغة التالية:

$$L(\alpha,\beta;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n) = (\frac{\alpha}{\beta})^n \frac{\prod_{i=1}^{n}(x_i)^{\alpha-1}}{\beta^{n(\alpha-1)}} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i)^{\alpha}}{\beta^{\alpha}}\right) \qquad (7)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للطرفين نحصل على:

$$Ln(L(\alpha,\beta,\gamma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)) = n\left[Ln(\frac{\alpha}{\beta^\alpha})\right]+\sum_{i=1}^{n}Ln(x_i)^{\alpha-1}-\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i)^\alpha}{\beta^\alpha} \qquad (8)$$

3-1-1: توزيع القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول:

Gumbel min (Minimum Extreme Value Type 1) Distribution:

إن دالة **كثافة** الاحتمالية تعطى كما في الصيغة الآتية (Krishnamoorthy, 2006), (Jerald,2003):

$$f(x;\mu,\sigma) = \frac{1}{\sigma}\exp\left[\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right] \quad (9) \quad -\infty < x < +\infty$$

$$0 \qquad \text{elsewhere}$$

حيث ان:

μ: تمثل معلمة الموقع $(-\infty < \mu < +\infty)$.

σ: تمثل معلمة القياس $(\sigma > 0)$.

إن الدالة التوزيعية Cumulative Distribution للتوزيع تعطي حسب الصيغة الآتية:

$$F(x;\mu,\sigma) = P(X \le x;\mu,\sigma)$$

$$= 1-\exp\left(-exp\left[\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right]\right) \qquad (10)$$

وأشتق الباحث دالة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Function) من الصيغة (10) وكما في الصيغة التالية:

$$L(\mu,\sigma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n) = \frac{1}{\sigma^n}\exp\left(\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{(x_i-\mu)}{\sigma}\right]-\sum_{i=1}^{n}\exp\left[\frac{(x_i-\mu)}{\sigma}\right]\right) \qquad (11)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للطرفين نحصل على:

$$Ln(L(\mu,\sigma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)) = -nLn(\sigma)+\exp\left(\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{(x_i-\mu)}{\sigma}\right]-\sum_{i=1}^{n}\exp\left[\frac{(x_i-\mu)}{\sigma}\right]\right) \qquad (12)$$

4-1-1: توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الاول:

Gumbel Max (Maximum Extreme Value Type 1) Distribution:

إن دالة **كثافة** الاحتمالية تعطى كما في الصيغة الآتية (Jerald,2003), **(**Sinha,1986**)**:

$$f(x;\mu,\sigma) = \frac{1}{\sigma}\exp\left(-\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]-\exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]\right) \quad (13) \quad -\infty < x < +\infty$$

$$0 \qquad \text{elsewhere}$$

حيث ان:

μ: تمثل معلمة الموقع $(-\infty < \mu < +\infty)$.

σ: تمثل معلمة القياس $(\sigma > 0)$.

إن الدالة التوزيعية Cumulative Distribution للتوزيع تعطي حسب الصيغة الآتية:

$$F(x;\mu,\sigma) = P(X \leq x;\mu,\sigma)$$

$$= \exp\left(-exp\left[\frac{-(x-\mu)}{\sigma}\right]\right) \qquad (14)$$

وأشتق الباحث دالة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Function) من الصيغة (14) وكما في الصيغة التالية:

$$L(\mu,\sigma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n) = \frac{1}{\sigma^n}\exp\left(-\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{(x_i-\mu)}{\sigma}\right] - \sum_{i=1}^{n}\exp\left[\frac{-(x_i-\mu)}{\sigma}\right]\right) \qquad (15)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للطرفين نحصل على:

$$Ln(L(\mu,\sigma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)) = -nLn(\sigma) - \exp\left(\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{(x_i-\mu)}{\sigma}\right] - \sum_{i=1}^{n}\exp\left[\frac{-(x_i-\mu)}{\sigma}\right]\right) (16)$$

5-1-1: توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الثاني ذو ثلاثة معلمات

Frechet (3p) (Three Parameters Maximum Extreme Value Type 2) Distribution:

إن دالة كثافة الاحتمالية تعطى كما في الصيغة الآتية (Jerald,2003), **(Sinha,1986)** :

$$f(x;\alpha,\beta,\gamma) = \frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{\beta}{x-\gamma}\right)^{\alpha+1}\exp\left(-\left(\frac{\beta}{x-\gamma}\right)^{\alpha}\right) \qquad (17) \qquad \gamma < x < +\infty$$

$$0 \qquad \text{elsewhere}$$

حيث ان:

α: تمثل معلمة الشكل $(\alpha > 0)$.

β: تمثل معلمة القياس $(\beta > 0)$.

γ: تمثل معلمة الموقع $(\gamma > 0)$.

إن الدالة التوزيعية Cumulative Distribution للتوزيع تعطي حسب الصيغة الآتية:

$$F(x;\alpha,\beta,\gamma) = P(X \leq x;\alpha,\beta,\gamma)$$

$$= \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x-\gamma}\right)^{\alpha}\right) \qquad (18)$$

وأشتق الباحث دالة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Function) من الصيغة (18) وكما في الصيغة التالية:

$$L(\alpha,\beta,\gamma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)=(\frac{\alpha}{\beta})^n\frac{\beta^{n(\alpha+1)}}{\prod_{i=1}^{n}(x_i-\gamma)^{\alpha+1}}\exp\left(-\beta^{\alpha}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x_i-\gamma)^{\alpha}}\right) \qquad (19)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للطرفين نحصل على:

$$Ln(L(\alpha,\beta,\gamma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)) = n[\ln(\alpha)+\alpha Ln(\beta)]-\sum_{i=1}^{n}Ln(x_i-\gamma)^{\alpha+1}-\beta^{\alpha}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x_i-\gamma)^{\alpha}} \qquad (20)$$

6-1-1: توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الثاني ذو معلمتين

Frechet (Two Parameters Maximum Extreme Value Type 2) Distribution:

إن دالة كثافة الاحتمالية تعطي كما في الصيغة الآتية (Jerald,2003), **(Sinha,1986)** :

$$f(x;\alpha,\beta)=\frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha+1}\exp(-(\frac{\beta}{x})^{\alpha}) \qquad (21) \qquad \gamma<x<+\infty$$

$$0 \qquad \text{elsewhere}$$

حيث ان:

α: تمثل معلمة الشكل (α > 0).

β: تمثل معلمة القياس (β > 0).

γ: تمثل معلمة الموقع (γ > 0).

إن الدالة التوزيعية Cumulative Distribution للتوزيع تعطي حسب الصيغة الآتية:

$$F(x;\alpha,\beta,\gamma)=P(X\le x;\alpha,\beta)$$

$$=\exp\left[-(\frac{\beta}{x})^{\alpha}\right] \qquad (22)$$

وأشتق الباحث دالة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Function) من الصيغة (22) وكما في الصيغة التالية:

$$L(\alpha,\beta;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)=(\frac{\alpha}{\beta})^n\frac{\beta^{n(\alpha+1)}}{\prod_{i=1}^{n}(x_i)^{\alpha+1}}\exp\left(-\beta^{\alpha}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x_i)^{\alpha}}\right) \qquad (23)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للطرفين نحصل على:

$$Ln(L(\alpha,\beta;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)) = n[\ln(\alpha)+\alpha Ln(\beta)]-\sum_{i=1}^{n}Ln(x_i)^{\alpha+1}-\beta^{\alpha}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x_i)^{\alpha}} \qquad (24)$$

7-1-1: توزيع القيمة المتطرفة المعممة Generalized Extreme Value Distribution:

إن دالة كثافة الاحتمالية عطي كما في الصيغة الآتية (Jerald,2003), **(Sinha,1986)**:

$$f(x;k,\mu,\sigma)=\begin{cases}\frac{1}{\sigma}\exp(-(1+kz)^{-1/k})(1+kz)^{-1-1/k} & k\neq 0 \quad 1+kz\succ 0\\ \frac{1}{\sigma}\exp(-z-\exp(-z)) & k=0 \quad -\infty\prec x\succ\infty\\ 0 & elsewhere\end{cases} \qquad (25)$$

إن دالة التوزيعية Cumulative Distribution للتوزيع تعطي حسب الصيغة الآتي:

$$F(x;k,\mu,\sigma)=P(X\leq x;k,\mu,\sigma)=\begin{cases}\exp(-(1+kz)^{-1/k}) & k\neq 0\\ \exp(-\exp(-z)) & k=0\end{cases} \qquad (26)$$

حيث ان:

$$z=\frac{x-\mu}{\sigma} \qquad (27)$$

k : معلمة الشكل $(-\infty<k<+\infty)$.

σ : معلمة القياس $(\sigma>0)$.

μ : معلمة الموضع $(-\infty<\mu<+\infty)$.

وأشتق الباحث دالة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Function) وعندما (k=0)من الصيغة (26) وكما في الصيغة التالية:

$$L(\mu,\sigma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n)=\frac{1}{\sigma^n}\exp\left[-\sum_{i=1}^{n}z_i-\sum_{i=1}^{n}\exp(-z_i)\right] \qquad (28)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للطرفين نحصل على:

$$Ln(L(\mu,\sigma;x_1,x_2,x_3,\dots,x_n))=-nLn(\sigma)-\sum_{i=1}^{n}z_i-\sum_{i=1}^{n}\exp(-z_i) \qquad (29)$$

2−1: اختبارات حسن المطابقة (GOF) Goodness of fit test:

يرى الباحث ان استخدام اختبار واحد لأختبار معنوية (ملائمة) التوزيعات الاحتمالية لايمكن التأكد بان التوزيع الاحتمالي المستخدم يلائم البيانات لذلك قام الباحث باستخدام اختبارين لحسن المطابقة حيث تم أخذ اختبار كولموكروف سمينروف Kolmogorov Smernove test واختبار أندرسون دارلنك Anderson Darling Test لاختيار أفضل توزيع ملائم للبيانات من بين التوزيعات الاحتمالية المحددة واخذ النتائج منهما ويكون التوزيع ملائم او ممثل للبيانات اذا كان نتيجة لكلا الاختبارين قبول الفرضية التي تنص بان التوزيع الاحتمالي المستخدم تمثل البيانات(معنويه التوزيع الاحتمالي المستخدم) ، حينها يمكن التأكد بأن التوزيع المحدد يلائم البيانات والعكس صحيح.

1-2-1:اختبار كولموكروف سميرنوف Kolmogorov-Smirnov Test (KS):

إن اختبار كولموكروف سميرنوف (KS) يستخدم لاختبار فيما إذا كانت البيانات مأخوذة من مجتمع ذا توزيع المحدد، ويعتمد في حسابه على دالة توزيعية التراكمية CDF ويعد من إحدى اختبارات البعد (Distance Tests) وينصح بأستخدامها في حالة التوزيعات اللامعلمية،ولتطبيق هذا الاختبار نتبع هذه الخطوات الاتية : (https://src.alionscience.com/pdf/K_STest.pdf)

(1) ترتيب البيانات ترتيبا تصاعديا أو تنازليا.

(2) تحديد التوزيع المفترض وتقدير معلماته.

(3) حصول على قيمة الاحتمالية لتوزيع المتراكم CDF من التوزيع المحدد ويرمز له بـ F_0 ويمكن إيجاده كما يأتي:

$$F_0(x_i) = P_0(x \le x_i) = CDF\ (x_i)$$

(4) حصول على قيمة الاحتمالية المتراكمة التجريبية للبيانات الحقيقية ويرمز له بـ F_n ويمكن إيجادها كما يأتي:

$$F_n(x_i) = \frac{i}{n}, i = 1,2,\dots, n$$

نفرض أن:

$$D+ = F_n(x_i) - F_0(x_i) \qquad (30)$$

$$D- = F_0(x_i) - F_{n-1}(x_i) \qquad (31)$$

ثم نحسب إحصائية اختبار (KS) حيث تمثل اكبر مسافة بين $D+$ و $D-$ وكما يأتي:

$$K - S = D = Max\ (D+, D-) \qquad (32)$$

(5) نقارن قيمة (KS) المحسوبة من صيغة الاختبار مع قيمة (KS) الجدولية بدرجة حرية (n)وتحت مستوى معنوية (α)، فإذا كان قيمة (KS) المحسوبة اصغر من قيمة (KS) الجدولية يعني أن التوزيع المحدد هو التوزيع الذي يمثل البيانات أما إذا كانت قيمة (KS) المحسوبة اكبر من قيمة (KS) الجدولية و يعني ذلك أن التوزيع المحدد لا يمثل البيانات.

1-2-2: اختبار أندرسون دارلنك Anderson Darling Test(AD):

إن اختبار أندرسون دارلنك يستخدم فيما إذا كانت بيانات العينة آتية من مجتمع ذو توزيع محدد، ويعتمد في حسابه على الدالة الاحتمالية التراكمية CDF ويعد إحدى اختبارات البعد (Distance Tests)ويرمز له بـ AD ، ولتطبيق الاختبار نتبع الخطوات الاتية: (https://src.alionscience.com/pdf/A_DTest.pdf)

(1) ترتيب البيانات ترتيبا تصاعديا أو تنازليا.

(2) تحديد التوزيع المفترض وتقدير معلماته.

(3) حساب صيغة الاختبار كالاتي:

$$AD = -N - S \qquad (33)$$

$$S = \sum_{i=1}^{N} \frac{2i-1}{N}[\ln F(x_i) + \ln(1 - F(x_{N+1-i})] \qquad (34)$$

حيث إن N تمثل عدد المشاهدات بعد ترتيبها، i=1,2,…,N

(4) نقارن قيمة (AD) المحسوبة من صيغة الاختبار مع قيمة (AD) الجدولية تحت مستوى معنوية (α)، فإذا كان قيمة (AD) المحسوبة اصغر من قيمة (AD) الجدولية فإن هذا يعني أن التوزيع المحدد هو التوزيع الذي يمثل البيانات، أما إذا كانت قيمة (AD) المحسوبة اكبر من قيمة (AD) الجدولية فيعني كذلك أن التوزيع المحدد لا يمثل البيانات.

1-3: معايير اختيار النماذج (التوزيعات الاحتمالية): Model Selection Criterions(Akaike,1974)

من اجل تحديد او اختيار افضل توزيع متقارب لتوزيع البيانات الاصلية يجب ان نستخدم مقياس بحيث يوضح مدى تقارب التوزيعات المختارة من التوزيع الحقيقي للبيانات، في هذه الدراسة تم تطبيق معيارين وكما يأتي:

1-3-1: معيار معلومات Akaike Information Criterion (AIC) (Akaike,1973)

ان معيار (Akaike) المستخدم في اختيار النماذج يعتبر بصورة عامة من المعايير المهمة المستخدمة في اختيار النماذج. قدم هذا المعيار من قبل (Hirotugu Akaike) ويستند هذا المعيار لأختبار النماذج بصفة عامة للنظرية المعلومات ، لهذا يطلق عليه معيار معلومات Akaike Information Criterion (AIC) ويعرف صيغة (AIC) كالتالي: **(Akaike,1973):**

$$AIC = -2\,LnLf\,(x/\hat{\theta}_K) + 2k \qquad (35)$$

حيث أن:

$LnLf\ (x/\hat{\theta}_K)$: اللوغاريتم الطبيعي لدالة الامكان الاعظم.

n: عدد مشاهدات.

K: عدد المعلمات المقدرة في النموذج.

2k: يمثل (Penalty term).

2-3-1: معيار معلومات Akaike المصحح : Corrected Akaike Information Criterion (AICc)(**Akaike,1974**)

اقترح كل من (Brockwell and Davis,1993)تصحيح المعيار (AIC) وذلك باستبدال مقدار 2k(Penalty term) بـ $2k(\frac{n}{n-k-1})$ (Penalty term)بتعبير اخر يعتمد على مبدا تصحيح قيمة المعيار (AIC).

ويمكن حساب صيغة (AICc) كما يأتي (**Akaike,1974**):

$$AIC_c = -2\,LnLf\ (x/\hat{\theta}_K) + 2k(\frac{n}{n-k-1}) \qquad (36)$$

يكون النموذج مطابقا للبيانات اذا امتلكت اصغر قيمة للمعيارين(AIC)و(AICc) مقارنتا مع بقية القيم (AIC)و(AICc) التي تمتلكها النماذج الاخرى وبتعبير اخر ان اختيار النموذج المطابق يعتمد على اصغر قيمة للمعيارين(AIC)و(AICc).

4-1: اساليب التقدير الخطي: Linear Estimations Techniques

ليكن (x) متغيرا عشوائيا يتبع توزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) حيث يمكننا تقدير معلمات التوزيع الاحتمالي من خلال استخدام طريقة وايت (White Method) المستندة الى نظرية الانحدار وذلك من خلال تحويل دالة التوزيع الدالة التجميعية حسب العلاقة (10) الى صيغة نموذج الانحدار خطي بسيط (كاظم، هادي واخرون،1998)، اي ان:

$$F(x;\mu,\sigma) = 1 - \exp\left[-\exp\left(\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]\right)\right]$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي للطرفين نحصل علي:

$$-\mathrm{Ln}(1 - [(F(x;\mu,\sigma)]) = \exp\left(\left[\frac{x-\mu}{\sigma}\right]\right)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي للطرفين مرة ثانية نحصل علي:

$$Ln[-Ln(1 - [(F(x;\mu,\sigma)])] = \frac{x-\mu}{\sigma}$$

وبفرض ان $(x_1 > x_2 > x_3 > \cdots >> x_n)$ وهي مشاهدات مرتبة لعينة عشوائية حجمها (n)، فعندها نكتب العلاقة السابقة بعد اخذ اللوغاريتم مرتين كالاتي:

$$Ln[-Ln(1-[(F(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])] = \frac{\mathrm{x_i}-\mu}{\sigma}$$

ومنها نحصل على:

$$X(F_i) = \mu + \sigma Ln[-Ln(1-[(F(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]$$

واذا وضعنا x_i بدلا من $Ln[-Ln(1-[(F(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]$، y_iبدلا من $X(F_i)$، بدلا من(β_0) بدلا من (μ) و (β_1) بدلا من (σ)فعندها تصبح معادلة الانحدار الخطي كالاتي:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{x_i} \quad (37)$$

اذ ان$\hat{F}_i$ تمثل القيمة التقديرية لـ$F(x_i;\mu,\sigma)$، التي يتم ايجادها من خلال من خلال احدى الطرائق اللامعلمية الاتية(Nelson,Jr.Ralph,2008):

1. $\hat{F}_i = \frac{i}{n+1}$
2. $\hat{F}_i = \frac{i-\left(\frac{3}{8}\right)}{n+0.25}$
3. $\hat{F}_i = \frac{i-0.5}{n}$

حيث في هذا البحث تم استخدام$\hat{F}_i = \frac{i}{n+1}$. وبهدف تقدير معلمتي توزيع القيمة المتطرفة المعممة وفق طريقة وايت، وبأستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة (Hung,W.L,2004) سيصغر المقدار التالي:

$$Q(\mu,\sigma) = \sum_{i=1}^{n} w_i\left(X(F_i) - \mu - \sigma Ln[-Ln(1-[(\hat{F}(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]\right)^2$$

حيث ان w_i تمثل معاملات الترجيح ، في هذا البحث تم استخدام معاملات الترجيح الاتية(Bergman,1988):

$$w_i = \left[(1-\hat{F}_i)lN(1-\hat{F}_i)\right]^2$$

ونحصل على ثوابت معادلة الانحدار اعلاه من خلال تطبيق العلاقات التالية:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i \sum_{i=1}^{n}\left(Ln[-Ln(1-[(\hat{F}(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]\right) w_i [X(F_i)] - \sum_{i=1}^{n} w_i [X(F_i)] \sum_{i=1}^{n} w_i \left(Ln[-Ln(1-[(\hat{F}(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]\right)}{\sum_{i=1}^{n} w_i \sum_{i=1}^{n} w_i \left(Ln[-Ln(1-[(\hat{F}(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]\right)^2 - \left[\sum_{i=1}^{n} w_i \left(Ln[-Ln(1-[(\hat{F}(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]\right)\right]^2} \quad (38)$$

$$\hat{\beta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i [X(F_i)] - \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^{n} w_i \left(Ln[-Ln(1-[(\hat{F}(\mathrm{x_i};\mu,\sigma)])]\right)}{\sum_{i=1}^{n} w_i} \quad (39)$$

ونحصل على تقدير للمعلمتين(μ,σ) كما ياتي:

$$\hat{\mu} = \hat{\beta}_0$$

$$\hat{\sigma} = \hat{\beta}_1$$

2- الجانب العملي:

2-1: حالة الدراسة:

تم أخذ البيانات المستخدمة في البحث من وزارة الكهرباء لاقليم كوردستان وقد تم اختيار متغير (مجموع الحمل Total Load) لمدة سنتين للفترة (2014-2015) لمدينة اربيل وتم تحويل البيانات اليومية للمتغير الى معدلات اسبوعية وان عدد البيانات كانت (105) قيمة، وتم تحليل البيانات بأستخدام البرامج الحزم الاحصائية الجاهزة (Easyfit 5.6,SPSS 19) وبرنامج (MS.Excel 2007). والجدول التالي يوضح بيانات متغير الدراسة:

الجدول رقم(1)

تمثل معدل الاسبوعي لمجموع حمل (Total load) الطاقة الكهربائية

الاسبوع	مقدار الحمل	الاسبوع	مقدار الحمل	الاسبوع	مقدار الحمل	الاسبوع	مقدار الحمل	الاسبوع	مقدار الحمل
1	1010.0100	22	858.0614	43	809.2629	64	956.4986	85	985.3150
2	985.9400	23	875.7229	44	867.4300	65	968.6471	86	1029.5171
3	998.8029	24	918.1929	45	917.7057	66	901.4357	87	992.3914
4	969.4086	25	936.0171	46	918.5214	67	892.9286	88	886.1043
5	1005.4300	26	931.1629	47	847.4871	68	885.6286	89	950.0833
6	1004.7071	27	970.0514	48	964.3086	69	856.1443	90	971.6914
7	921.1271	28	1025.7286	49	967.7600	70	833.2314	91	938.3543
8	901.2414	29	1029.6100	50	1015.8357	71	823.9586	92	878.5543
9	868.9871	30	1042.5700	51	1024.7886	72	872.7100	93	798.6943
10	796.0700	31	1057.0000	52	1076.0929	73	935.1100	94	784.4971
11	873.6500	32	943.3600	53	1044.5743	74	911.1943	95	780.6686
12	819.4814	33	1001.7000	54	1051.6857	75	958.1929	96	815.3829
13	783.6071	34	988.1857	55	1064.5843	76	950.8000	97	910.0471
14	783.8443	35	999.8700	56	1019.8900	77	936.8671	98	933.2167
15	762.3543	36	989.2286	57	986.6986	78	978.5486	99	945.9314
16	727.3629	37	932.7029	58	995.9129	79	988.8171	100	892.5314
17	739.0971	38	920.9800	59	989.5257	80	1019.1450	101	939.9571
18	765.1743	39	876.0129	60	1020.2000	81	1035.6429	102	972.8667
19	809.5300	40	775.4300	61	1009.8129	82	980.7129	103	1050.7314
20	813.7300	41	787.9129	62	987.7429	83	945.5657	104	943.1314
21	802.0686	42	794.8943	63	932.3829	84	972.1400	105	864.4250

2-2: تقدير قيم معلمات التوزيعات المستخدمة بأستخدام طريقة الإمكان الأعظم:

قبل أن نقوم بتطبيق أختبارات ومعايير حسن المطابقة فان الخطوة الاولى تمثل في تقدير معلمات التوزيعات الاحتمالية المستخدمة، واستخدم طريقة الامكان الاعظم في التقدير قيم معلمات التوزيعات الاحتمالية وذلك بالاعتماد على برنامج الاحصائي الجاهز (Easyfit 5.6) وذلك بعد قسمة البيانات على 1000 لسهولة الحساب، والقيم التقدير مبين في الجدول التالي:

الجدول رقم (2)

يبين تقدير معلمات التوزيعات الاحتمالية

التوزيعات	قيم معلمات المقدرة
Frechet	$\hat{\alpha}$=11.824 , $\hat{\beta}$=0.87751
Frechet (3P)	$\hat{\alpha}$=1.0005E+8 , $\hat{\beta}$=8.6202E+6 , $\hat{\gamma}$=-8.6202E+6
Gen. Extreme Value	$\hat{K}$=-0.5045 , $\hat{\sigma}$=0.09354 , $\hat{\mu}$=0.90442
Gumbel Max	$\hat{\sigma}$=0.06631 , $\hat{\mu}$=0.88721
Gumbel Min	$\hat{\sigma}$=0.06631 , $\hat{\mu}$=0.96376
Weibull	$\hat{\alpha}$=12.79 , $\hat{\beta}$=0.96135
Weibull(3P)	$\hat{\alpha}$=10.809 , $\hat{\beta}$=0.78682 , $\hat{\gamma}$=0.17541

2-3: تطبيق اختبارات حسن المطابقة:

بعد مرحلة تقدير معلمات التوزيعات الاحتمالية قام الباحث بتطبيق اختبارات حسن المطابقة ففي هذه الدراسة استخدم الباحث اختبارين لحسن المطابقة حيث تم اختيار التوزيعات المعنوية الملائمة مع البيانات اذا اجتازت الاختبارين بمعنى اخر اذا كانت قيم المحسوبة للاختبارين (Statistic) اصغر من قيمها الجدولية (Critical Value (CV)) وحسب التوزيعات الاحتمالية المستخدمة .وتم الوصول الى النتائج باعتماد على برنامج الاحصائي الجاهز (Easyfit 5.6)، كما مبين في الجدول التالي:

الجدول رقم (3)

يبين نتائج تطبيق اختبارين لحسن المطابقة

Distributions	Kolmogorov Smirnov			Anderson Darling		
	Statistic	CV	Decision	Statistic	CV	Decision
Gen. Extreme Value	0.05905	0.1319	Accept	0.37696	2.5018	Accept
Weibull	0.05955	0.1319	Accept	0.50828	2.5018	Accept
Weibull (3P)	0.07222	0.1319	Accept	0.60879	2.5018	Accept
Gumbel Min	0.07432	0.1319	Accept	0.81026	2.5018	Accept
Frechet (3P)	0.14127	0.1319	Reject	3.1979	2.5018	Reject
Frechet	0.17759	0.1319	Reject	5.2389	2.5018	Reject
Gumbel Max	0.16329	0.1319	Reject	6.4895	2.5018	Reject

من خلال نتائج الاختبارين المبين في الجدول اعلاه نجد ان التوزيعات الاحتمالية الاربعة (توزيع القيم المتطرفةالمعممة، توزيع ويبل ذو معلمتين، توزيع ويبل ذو ثلاث معلمات، توزيع القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) تتلائم مع البيانات الحقيقية لانها اجتازت الاختبارين لحسن المطابقة وان التوزيعات الباقية(توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الثاني ذو ثلاثة معلمات، توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الثاني ذو معلمتين، توزيع القيمة المتطرفة العظمى من نوع الاول) لاتتلائم مع البيانات لانها لم تجتاز احد الاختبارين على الاقل.

2-4: تطبيق معايير اختيار النماذج (التوزيعات الاحتمالية):

قبل حساب قيم المعيارين لاختيار النماذج(التوزيعات الاحتمالية) المعنوية الملائمة يجب ان يتم حسب قيم اللوغاريتم لدالة الامكان الاعظم (L) وحسب التوزيعات الاحتمالية الملائمة(المعنوية): (توزيع القيم المتطرفةالمعمم ذو معلمتين، توزيع ويبل ذو معلمتين، توزيع ويبل ذو ثلاث معلمات، توزيع القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) مع البيانات وذلك بالاعتماد على الصيغ (28، 7، 3، 11) وعلى التوالي، وبعد حساب قيم (L) وحسب التوزيعات الاحتمالية الملائمة (معنوية) يتم تعويضها في المعادلتين (33،34) لحساب قيم المعيارين لاختيار افضل توزيع مطابق مع البيانات ،و كما مبين في الجدول ادناه:

الجدول رقم (4)

يبين قيم المعيارين حسب التوزيعات المعنويه

k	Distributions	L	AIC	AICc
2	Gen. Extreme Value	83.94331	-163.8866	-163.7690
2	Weibull	113.3847	-222.7693	-222.6517
3	Weibull (3P)	113.5067	-221.0133	-220.7757
2	Gumbel Min	284.9085	-565.8171	-565.6994

حيث ان (K) تمثل عدد المعلمات التوزيعات الاحتمالية. في الجدول اعلا نلاحظ ان توزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) تمتلك اقل قيمة للمعيارين لذلك فان التوزيع الاحتمالي المذكور تمثل افضل توزيع احتمالي ملائم (معنوي) مع البيانات مقارنةً مع بقية التوزيعات الاحتمالية المعنويه الملائمة الاخرى.

2-5: تقدير معلمات التوزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول):

بعد تطبيق معايير حسن المطابقة تبين بان التوزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) يمثل افضل توزيع معنوي ملائم مع البيانات وبعد ذلك قام الباحث بتقدير معلمات التوزيع وذلك بأستخدام اسلوب المربعات الصغرى الموزونة (Weighted Least Square (WLS)) وذلك بالاعتماد على الحزمة الاحصائية الجاهزة (SPSS 19) بعد ترتيب البيانات ترتيبا تصاعديا تم تقدير معلمتي التوزيع(μ,σ) بتطبيق المعادلتين (38،39) التي تم الحصول عليها، وكما موضح في الجداول التالية:

الجدول رقم (5)

تمثل معدل الاسبوعي لمجموع حمل (Total Load) الطاقة الكهربائية بعد ترتيب البيانات ترتيبا تصاعديا

833.2314	918.1929	964.3086	999.8700	1076.0929
823.9586	917.7057	958.1929	998.8029	1064.5843
819.4814	911.1943	956.4986	995.9129	1057.0000
815.3829	910.0471	950.8000	992.3914	1051.6857
813.7300	901.4357	950.0833	989.5257	1050.7314
809.5300	901.2414	945.9314	989.2286	1044.5743
809.2629	892.9286	945.5657	988.8171	1042.5700
802.0686	892.5314	943.3600	988.1857	1035.6429
798.6943	886.1043	943.1314	987.7429	1029.6100
796.0700	885.6286	939.9571	986.6986	1029.5171
794.8943	878.5543	938.3543	985.9400	1025.7286
787.9129	876.0129	936.8671	985.3150	1024.7886
784.4971	875.7229	936.0171	980.7129	1020.2000
783.8443	873.6500	935.1100	978.5486	1019.8900
783.6071	872.7100	933.2167	972.8667	1019.1450
780.6686	868.9871	932.7029	972.1400	1015.8357
775.4300	867.4300	932.3829	971.6914	1010.0100
765.1743	864.4250	931.1629	970.0514	1009.8129
762.3543	858.0614	921.1271	969.4086	1005.4300
739.0971	856.1443	920.9800	968.6471	1004.7071
727.3629	847.4871	918.5214	967.7600	1001.7000

الجدول رقم (6)

يبين القيم التقديرية لنموذج الانحدار و لمعلمتي التوزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول)

قيم المقدرة لمعلمات التوزيع		قيم المقدرة لمعلمات نموذج الانحدار	
967.064	$\hat{\mu}$	967.064	$\hat{B}_0$
78.577	$\hat{\sigma}$	78.577	$\hat{B}_1$

الجدول رقم (7)

يبين القيم المقدرة والحقيقية لمجموع حمل الطاقة الكهربائية

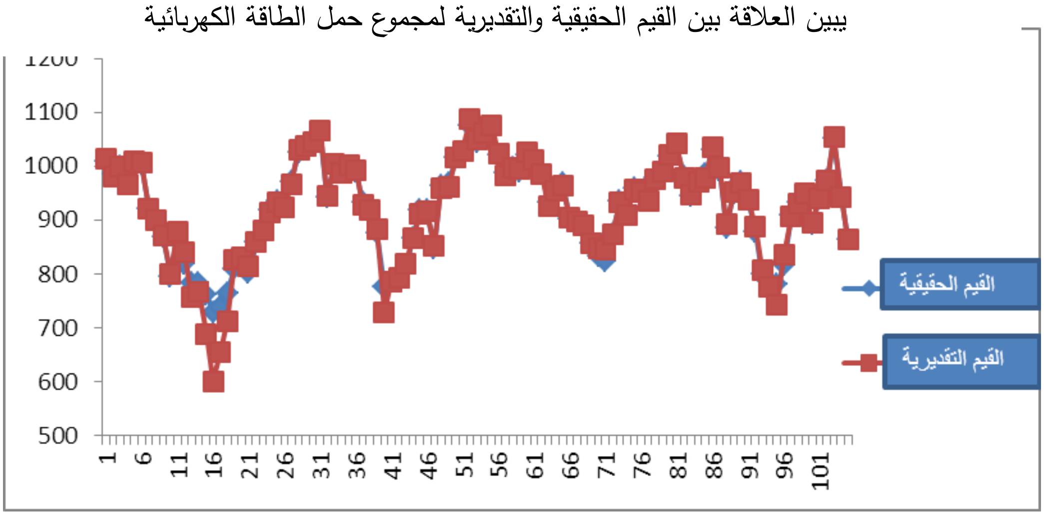
مقدار الحمل المقدر	مقدار الحمل	الاسابيع	مقدار الحمل المقدر	مقدار الحمل	الاسبوع
1060.3327	1051.6857	54	1014.5590	1010.0100	1
1075.4091	1064.5843	55	981.2397	985.9400	2
1022.4816	1019.8900	56	1000.3746	998.8029	3

4	969.4086	965.0391	57	986.6986	983.2955
5	1005.4300	1009.6325	58	995.9129	998.1549
6	1004.7071	1007.2522	59	989.5257	993.8023
7	921.1271	920.4534	60	1020.2000	1025.3067
8	901.2414	900.6253	61	1009.8129	1012.0659
9	868.9871	870.8696	62	987.7429	985.3637
10	796.0700	800.5545	63	932.3829	925.0565
11	873.6500	877.4407	64	956.4986	954.9177
12	819.4814	839.6231	65	968.6471	963.0225
13	783.6071	756.1976	66	901.4357	903.2528
14	783.8443	767.0841	67	892.9286	897.9467
15	762.3543	688.0759	68	885.6286	889.5689
16	727.3629	600.9971	69	856.1443	856.4168
17	739.0971	655.8376	70	833.2314	848.3693
18	765.1743	711.0622	71	823.9586	844.0924
19	809.5300	824.8278	72	872.7100	874.2028
20	813.7300	830.0181	73	935.1100	931.7609
21	802.0686	813.4937	74	911.1943	908.3667
22	858.0614	860.2174	75	958.1929	956.9522
23	875.7229	880.5903	76	950.8000	952.8757
24	918.1929	913.3113	77	936.8671	936.1164
25	936.0171	933.9491	78	978.5486	975.1290
26	931.1629	922.7695	79	988.8171	989.5454
27	970.0514	967.0544	80	1019.1450	1019.7569
28	1025.7286	1031.3254	81	1035.6429	1041.6601
29	1029.6100	1037.9942	82	980.7129	977.1582
30	1042.5700	1045.6192	83	945.5657	946.6918
31	1057.0000	1066.9444	84	972.1400	971.0862
32	943.3600	944.6070	85	985.3150	979.1945
33	1001.7000	1004.9190	86	1029.5171	1034.5635
34	988.1857	987.4463	87	992.3914	995.9652
35	999.8700	1002.6280	88	886.1043	892.4223
36	989.2286	991.6632	89	950.0833	950.8248
37	932.7029	927.3163	90	971.6914	969.0696
38	920.9800	918.1064	91	938.3543	938.2645
39	876.0129	883.6578	92	878.5543	886.6490
40	775.4300	728.9805	93	798.6943	807.2554
41	787.9129	785.4162	94	784.4971	776.7365
42	794.8943	793.3096	95	780.6686	743.6942

43	809.2629	819.3338	96	815.3829	834.9400
44	867.4300	867.4336	97	910.0471	905.8323
45	917.7057	910.8589	98	933.2167	929.5505
46	918.5214	915.7264	99	945.9314	948.7639
47	847.4871	852.4721	100	892.5314	895.2136
48	964.3086	958.9803	101	939.9571	940.3947
49	967.7600	961.0034	102	972.8667	973.1056
50	1015.8357	1017.1196	103	1050.7314	1054.7915
51	1024.7886	1028.2481	104	943.1314	942.5085
52	1076.0929	1088.0532	105	864.4250	863.8860
53	1044.5743	1049.9546			

الشكل رقم (1)

يبين العلاقة بين القيم الحقيقية والتقديرية لمجموع حمل الطاقة الكهربائية



كما تم حساد

بالاعتماد على تطبيق العلاقة (10) وعلى القيم التقديرية لـ $(\hat{\mu}, \hat{\sigma})$ المعطاة في الجدول(6) اي:

$$G = 1 - [1 - F(x, \hat{\mu}, \hat{\sigma})]^N$$

فمثلا ، اذا كان معدل الاسبوعي للحمل في الطاقة الكهربائية لمدينة اربيل مساويا لـ (1010.0100) فسيكون :

$$F(x, \hat{\mu}, \hat{\sigma}) = 0.82223$$

واحتمال حدوث معدل الاسبوعي للحمل في الطاقة الكهربائية خلال سنتين يساوي (0.9684) وخلال اربعة سنوات يساوي (0.9990) وهكذا لبقية القيم.

وبناء على ذلك ،قام الباحث باجاد الاحتمال المتوقع للظاهرة المدروسة وفق البيانات المبنية في الجدول (1) لــ (N) سنة ، والتي تأخذ القيم التالية (2 ، 4، 6 ، 8 ، 10 ، 12 ، 14 ، 16 ، 18، 20 سنة) وكما في الجدول ادناه:

الجدول رقم (8)

يبين الاحتمال المتوقع لمجموع الاسبوعي للحمل في الطاقة الكهربائية

#	معدل الاسبوعي للحمل	سنتان	4 سنوات	6 سنوات	8 سنوات	10 سنوات	12 سنوات	14 سنوات	16 سنوات	18 سنوات	20 سنوات
1	1010.0100	0.9684	0.9990	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2	985.9400	0.9214	0.9938	0.9995	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
3	998.8029	0.9500	0.9975	0.9999	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
4	969.4086	0.8726	0.9838	0.9979	0.9997	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
5	1005.4300	0.9616	0.9985	0.9999	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
6	1004.7071	0.9604	0.9984	0.9999	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
7	921.1271	0.6720	0.8924	0.9647	0.9884	0.9962	0.9988	0.9996	0.9999	1.0000	1.0000
8	901.2414	0.5791	0.8229	0.9254	0.9686	0.9868	0.9944	0.9977	0.9990	0.9996	0.9998
9	868.9871	0.4368	0.6828	0.8213	0.8994	0.9433	0.9681	0.9820	0.9899	0.9943	0.9968
10	796.0700	0.2030	0.3649	0.4938	0.5966	0.6785	0.7438	0.7958	0.8373	0.8703	0.8966
11	873.6500	0.4562	0.7043	0.8392	0.9125	0.9524	0.9741	0.9859	0.9924	0.9958	0.9977
12	819.4814	0.2634	0.4574	0.6004	0.7056	0.7832	0.8403	0.8824	0.9133	0.9362	0.9530
13	783.6071	0.1761	0.3211	0.4407	0.5392	0.6203	0.6871	0.7422	0.7876	0.8250	0.8558
14	783.8443	0.1766	0.3219	0.4417	0.5402	0.6214	0.6882	0.7433	0.7886	0.8259	0.8567
15	762.3543	0.1374	0.2559	0.3581	0.4463	0.5223	0.5880	0.6446	0.6934	0.7355	0.7718
16	727.3629	0.0903	0.1725	0.2472	0.3152	0.3771	0.4333	0.4845	0.5311	0.5734	0.6120
17	739.0971	0.1041	0.1973	0.2809	0.3557	0.4228	0.4829	0.5367	0.5849	0.6281	0.6668
18	765.1743	0.1420	0.2639	0.3684	0.4581	0.5351	0.6011	0.6578	0.7064	0.7481	0.7838
19	809.5300	0.2361	0.4165	0.5543	0.6595	0.7399	0.8013	0.8483	0.8841	0.9115	0.9324
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
102	972.8667	0.8839	0.9865	0.9984	0.9998	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
103	1050.7314	0.9970	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
104	943.1314	0.7712	0.9476	0.9880	0.9973	0.9994	0.9999	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
105	864.4250	0.4182	0.6615	0.8031	0.8854	0.9334	0.9612	0.9774	0.9869	0.9924	0.9956

الاستنتاجات:

1. من خلال تحليل البيانات تم استنتاج بأن التوزيعات الاحتمالية (توزيع القيم المتطرفةالمعممة ذو معلمتين، توزيع ويبل ذو معلمتين، توزيع ويبل ذو ثلاث معلمات، توزيع القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) كانت معنوية (متطابقة للبيانات)من بين التوزيعات المستخدمة في البحث.
2. استنتج الباحث من خلال تطبيق معايير اختيار النماذج (التوزيعات الاحتمالية) لاختيار افضل توزيع احتمالي من بين التوزيعات الاحتمالية الملائمة(معنوية) حيث تبين بان التوزيع الاحتمالي (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) يمثل افضل توزيع احتمالي والاكثر تطابقا مع البيانات مقارنتا مع بقية التوزيعات الاحتمالية الملائمة(معنوية) الاخرى.
3. إمكانية استخدام الانحدار الخطي في تقدير معالم التوزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول)، لما يعطيهم نتائج موضوعية ومنطقية،وهذا ما أظهرته دقة الاختبارات والمعايير الإحصائية المستخدمة. ومن ثم استخدامها في التقدير والتنبؤ.
4. امكانية استخدام الصيغ الرياضية لتوزيع (القيمة المتطرفة الصغرى من نوع الاول) في التنبؤ بمقدار الحمل في الطاقة الكهربائية للتوصل الى الاحتمالات المتوقعة ولعدة سنوات ليستفاد منها في عمليات التنبؤ.

References

- كاظم،أ.هادي،واخرون،(1988)،"مقدمة في الانحدار الخطي"منشورات وزارة التعليم العالي والبحث العلمي،بغداد.
- Akaike, H. (1974),"A new look at the statistical model identification", IEEE Transaction on Automatic control AC-19.716-723.
- Akaike, H. (1973),"Information theory and extension of the maximum likelihood principle", In: B. N. petrov and F. Csaki, eds, 2nd International Symposium on Information Theory, Academia Kiado, Budapest, pp.267-281.
- B. Bergman, (1986), "Estimation of Weibull Parameters Using a Weight Function", Journal of Materials Science Letters, 5, 611-614.
- Horst Rinne, (2009), "The Weibull distribution a handbook", Taylor & Francis Group, Chapman & Hall/CRC, USA.
- Hung, W. L., (2004), "Estimation of Weibull Parameters Using a Fuzzy ", Least squares method, International Journal of Uncenation, vol.12, No., pp: 701-711.
- Jerald F.Lawless, (2003), "Statistical Models and Methods for Lifetime Data", Second Edition, John Wiley & Sons, Inc.
- Krishnamoorthy, K. (2006), "Handbook of Statistical Distributions with Applications" Taylor & Francis Group, LLC, USA.
- Nelson, Jr.Ralph, (2008), " Dispersing Powders in Liquids, Part 1, Chap 6: Particle Volume Distribution". http:/www.erpt.org/014Q/nelsa-06.htm.Retrieved.
- Sinha, S.K., (1986), "Reliability and Life Testing". Wiley Eastern Ltd.

Internet references

- Romea, J.L. "A Goodness Of Fit Test For Small Sample Assumptions", RAC START, Volume 10, Number 6, https://src.alionscience.com/pdf/K_STest.pdf

Last download data: 20/08/2016

- Romea, J.L.," A Goodness Of Fit Test For Small Sample", RAC START, Volume 10, Number 5, https://src.alionscience.com/pdf/A_DTest.pdf

Last download data: 20/08/201