



AL KUT JOURNAL OF ECONOMIC AND ADMINISTRATIVE
SCIENCES
Publisher: College of Economics and Management - Wasit University



قياس معولية محولات الطاقة الكهربائية في محافظة ذي قار

(ناحية الغراف نموذجاً)

Measuring the reliability of electrical power transformers in thi- Qar Governorate

(Al Garraf city as an example)

أ.م.د. نجاح رسول داخل⁽²⁾

م.د. حسين علي عبدالله⁽¹⁾

Najahaljaberi1957@gmail.com

hussainaliabbed@yahoo.com

كلية الحاسبات والرياضيات / جامعه ذي قار

كلية الادارة والاقتصاد جامعه ذي قار

الملخص:

إن كلا من المعولية والبقاء لهما خاصية واحدة، وهي قياس امد الحياة لماكنة ما او جهازٍ معين او كائن حي. وفي بحثنا هذا تناولنا خدمات الطاقة الكهربائية لكونها العامل الأساسي في ديمومة وتطور المجتمعات في مجالات الحياة كافة واخذنا جانباً مهماً وهو المحولات الكهربائية والزمن المتوقع لفشل هذه المحولات وقد كانت (ناحية الغراف في محافظة ذي قار نموذجاً للبحث). وباستخدام أساليب الدالة المعولية وطريقة مونت كالمو (MCMC) لتوليد بيانات قريبة من الواقع الحقيقي كانت البيانات تتبع توزيع وييل للمعالم $\beta_0, \beta_1, \alpha, B, P$ ، توصل البحث الى التنبؤ بأزمان الفشل المتوقعة لهذه المحولات ومن ثم معرفة الزمن التقريبي لعمر هذه المحولات حيث تم التنبؤ بزمن الفشل لهذه المحولات ولعشر سنوات قادمة، و بين الرسم البياني لهذه التوقعات انخفاضاً ملحوظاً بأعمار المحولات الكهربائية. ونضع هذا البحث بين يدي الأخوة المسؤولين في دوائر الكهرباء لغرض رسم خطط مستقبلية تعالج هذا الفشل في اعمار المحولات الكهربائية ومعالجة المشاكل التي تعاني منها هذه المحولات لا سيما في فصل الصيف وقت ذروة عمل هذه المحولات .

abstract:

Both reliability and survival have one characteristic, which is the measurement of the life span of a machine, a specific device, or a living organism. In this research, we dealt with electric

energy services because they are the main factor in the sustainability and development of societies in all areas of life, and we took an important aspect, which is the electrical transformers and the expected time for the failure. Reliability function methods, where the data followed the Whipple variation of parameters $\beta_0, \beta_1, \alpha, B, P$ and the Monte Calo method (MCMC) to generate data close to the real reality. The failure time of these transformers and for the next ten years, and the graph of these expectations showed a noticeable decrease in the lifespan of electrical transformers. We put this research in the hands of the responsible brothers in the electrical departments for the purpose of drawing future plans that address this failure in the reconstruction of electrical transformers and address the problems that these transformers suffer from, especially in the summer seasons at the peak of the work of these transformers.

المقدمة(1)(2)(3)

يتضمن عادة تحليل بيانات الحياة التقليدية عامة، تحليل بيانات الزمن حتى حصول الفشل (Time-to failure) (المادة ما، نظام ما، مكون ما) المتحصلة في ظل ظروف تشغيل طبيعية ((Normal operating condition بغية قياس المميزات الحياتية (Life characteristic) للمادة أو النظام أو المكون وفي مواقف كثيرة كهذه ولأسباب عدة- كأن تكون مجموعة من بيانات الحياة (أو البيانات الخاصة بالأزمة حتى حصول الفشل). يكون من الصعب ان لم يكن من المستحيل الحصول عليها. وتكمن هذه الصعوبات في أن عدداً من المواد تكون ذات عمر زمني طويل الأمد مما يتطلب الأمر سنوات كثيرة من الاختبار تحت ظروف تشغيل فعلية لغرض الحصول على قياسات عددية لمعوليتها (Reliability). وحتى لو كانت مثل هذه الاختبارات ممكنة فإن معدل التقدم التقني أو الفني (the rate of technical advance) يكون كبيراً جداً الى حد أن عدداً من الأجزاء تكون مهملاً حين تقاس معوليتها (Reliability) ومن هنا وللحاجة الماسة الى تدوين حالات فشل المواد وحتى نستطيع أن نفهم فهما جيداً أساليب فشلها وميزاتها الحياتية (Life characteristic) حاول الاختصاصيون في المعولية ابتكار طرائق تعجل العمر الزمني اكبر مما يحدث لو عملت تحت ظروف طبيعية أي انهم حاولوا تعجيل فشلها. وعلى مدى سنين عدة استخدم مصطلح اختبار الحياة المعجل (Accelerated life testing). عند التعامل مع مفردات (items) ذات معولية عالية في كثير من المجالات مثل المعدات الالكترونية المتكاملة الكبيرة جداً (Very large scale integrated VLSI) او معدات الحاسوب، أو الاجهزة الكهربائية او الصواريخ. الخ فإن معدلات أزمة الفشل (Mean time to failure MTTF) التي تتجاوز العام ليست نادرة ويتطلب استخدام هذه المفردات إثبات معولية عالية خاصة عندما نستخدمها في تطبيقات عسكرية او تطبيقات ذات مخاطر عالية على الناس. ومع هذه المتوسطات الزمنية للفشل، تصبح عملية اختبار الوحدات عند عملها تحت ظروف طبيعية مكلفة جداً ومستهلكة للوقت، ذلك ان المدة الزمنية المطلوبة لتوليد عدد معقول من حالات الفشل لا تحتمل غالباً لذا فقد أصبحت عمليات اختبار وحدات كهذه تتم من خلال مرورها بظروف عمل ذات طارئه الاستثنائية ومثال على ذلك عملها في أجواء الصيف الحارة والاستثنائية .

في هذا البحث سوف نقوم ببناء نموذج رياضي لتقدير ازمته الفشل والتي تحاكي الواقع الحقيقي ومن ثم دراسة معوليه هذا النموذج وذلك للتنبؤ بأعمال محولات الطاقة الكهربائية في محافظة ذي قار وكانت ناحية الغراف نموذجاً لهذا الاختبار. ان كلا من المعولية والبقاء لهما خاصية واحدة وهي قياس أمد الحياة لماكنة أو نظام معين أو لكائن حي، ولكن الاختلافات التي تحكمها تكمن في امثلية نظام المعولية في الأنظمة المتعددة الأجزاء لان مثل هذه الامثلية تتجلى في عدد ومواقع وأجزاء هذا النظام وسهولة إيجاد البديل لهذه الأجزاء والمعالجة السريعة لها مما يجعل هذا النظام أمثلاً، أما في نظرية البقاء (Survival Theory) فلا توجد هذه الامثلية، لأن النظام عبارة عن كائن حي تكمن فيه الصعوبة والندرة في ترتيب أجزائه وإيصاله لحالة الامثلية. لقد كانت اغلب الأبحاث الإحصائية المتعلقة بموضوع نظرية المعولية (Reliability Theory) قد ركزت على مدة الحياة للأنظمة المختلفة أو فشل هذه الأنظمة أو عدم فشلها خلال فترة زمنية، وان تقدير معولية نظام معين له أهمية في التقنيات الحديثة وتطوراتها المستقبلية المتعلقة بتطوير التراكيب الهندسية لهذه الأنظمة.

رياضياً تعرف المعولية على أنها احتمال بقاء النظام في العمل خلال الفترة الزمنية $0 \leq T \leq t$ ، أي أن:

$$R(t) = P(T > t)$$

حيث أن:

T: متغير عشوائي مستمر (Continuous r.v)، يمثل الزمن المتراكم لحياة نظام معين خلال تلك الفترة.
وبما أن:

$$R(t) = P(T > t) \\ = 1 - P(T \leq t)$$

إذاً يكون لدينا:

$$R(t) = 1 - F(t)$$

إذ أن:

F(t): تمثل دالة التوزيع التجميعية (c.d.f) وتسمى أيضاً دالة اللامعولية.

من خلال المعادلة اعلاه نجد ان من خصائص دالة المعولية:

1- الدالة R(t) موجبة لجميع قيم t في الفترة الزمنية $t \in [0, \infty)$.

2- الدالة R(t) مستمرة لجميع قيم t ضمن الفترة $t \in [0, \infty)$.

3- الدالة R(t) رتيبة متناقصة (Monotonically Decreasing).

4- $0 \leq R(t) \leq 1$.

وعلى وجه الخصوص فإن قيمتها عند الحد الأدنى لقيم المتغير العشوائي المستمر T تكون مساوية للواحد الصحيح،

ونظرياً فان غاية دالة المعولية تكون صفراً عندما يقترب الزمن من ما لا نهاية .

أولاً: زمن الحياة® (Life time) (4)(2)

يقصد بزمن الحياة الزمن اللازم لوقوع حادثة ما، وحين تكون تلك الحادثة نهاية لحالة مستمرة مثل نهاية الحياة

بالموت فان زمن حياة الكائن هو المدة الزمنية السابقة لحدوث الموت.

وقد يستخدم هذا المفهوم إلى أبعد من قصد زمن الحياة به فينصرف الى زمن البقاء في مدة زمنية معينة ومع استخدام مصطلح زمن الحياة بالمعنى العام فثمة مصطلحان آخران مرادفان وهما زمن البقاء (Survival time) وزمن الفشل (Failure time) ويمكن من الناحية الرياضية التعبير عن زمن الحياة بأنه متغير عشوائي ذو قيم غير سالبة فاذا كانت المتغيرات T_1, T_2, \dots, T_n تمثل أزمنة البقاء لمفردات معينة خاصة لتجربة بحجم n ، فإن T_i يمثل العمر الزمني للمفردات $(i=1, 2, \dots, n)$.

وهناك عدد من الدوال التي تكون مرافقة للعمر الزمني ومرتبطة به مثل:

$f(t)$: دالة الكثافة الاحتمالية لـ T .

$F(t)$: تمثل الدالة التوزيعية (Cumulative distribution function).

$S(t)$: تمثل دالة البقاء (Survival function).

$h(t)$: تمثل دالة المخاطرة (Hazard function).

قد يكون زمن البقاء متقطعاً فعندئذ تؤخذ القيم الآتية (t_1, t_2, \dots) اذ ان $0 < t_1 < t_2 < t_3 < \dots$ وبدالة كتلة احتمالية ودالة بقاء.

$$P(t_j) = P(T = t_j)$$

$$S(t) = P(T \geq t) = \sum_{t_j \geq t} p(t_j) \quad \dots(1.1)$$

ومن الواضح ان دالة البقاء دالة غير متناقصة مستمرة يساراً وتحقق

$$S(0) = 1$$

وهذا يعني في الزمن صفر ان الجهاز او الوحدة يعمل باحتمالية واحد.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0$$

لايوجد جهاز، أو وحدة أو نظام يعمل الى ما لا نهاية ودالة المخاطرة

$$h(t_j) = P_r(T = t_j | T \geq t_j) = \frac{P(t_j)}{S(t_j)}; \quad j = 1, 2, \dots \quad \dots(1.2)$$

اما فيما يخص النموذج المستمر

$$S(t) = P_r(T > t) = \int_t^{\infty} f(x) dx = 1 - F(t) \quad \dots(1.3)$$

ودالة المخاطرة (Hazard function):

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_r(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{-[R(t + \Delta t) - R(t)]}{\Delta t} \frac{1}{R(t)} \quad ..(1.4)$$

$$= \frac{-dR(t)}{dt} \frac{1}{R(t)} =$$

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} \quad ..(1.5)$$

لذلك اختبارات الحياة المعجلة تعد تطبيقاً جيداً ومهماً لمفهوم المعولية. التي تعرف على انها احتمالية ان مكوناً ما او نظاماً ما سينفذ وظيفة مطلوبة مدة معينة من الوقت عندما يعمل في ظل ظروف تشغيل معروفة، وهي كذلك احتمالية عدم الفشل بمرور الوقت ولتحديد المعولية بمعنى تشغيلي يجب ان يكون التعريف اكثر خصوصية:

فأولاً: يجب إنشاء او وضع وصف واضح وغير غامض للفشل. ويجب تعريف حالات الفشل فيما يتعلق بالوظيفة التي سيؤديها النظام.

وثانياً: يجب تحديد وحدة الزمن، مثل احتمال ان تعتمد المدة الزمنية المحددة على تقويم او توقيت ساعة او ساعات عاملة او دورات. والدورة على سبيل المثال قد تكون هبوط طائرة او تشغيل محرك كهربائي.

ثالثاً: يجب ملاحظة النظام في ظل الاداء الطبيعي وهذا يتضمن وجود عدة عوامل كحمولات التصميم (الوزن والفولتيات والضغط والبيئة (مثل الحرارة والرطوبة والاهتزاز والطول))، وظروف التشغيل (استخدام الخزن والصيانة والنقل)

ذلك ان $f(t)$ دالة الكثافة الاحتمالية للموت او الحياة وتشير دالة البقاء $S(t)$ الى احتمالية بقاء المفردة حتى الوقت

t و عادة ما يطلق على دالة البقاء وخاصة في التطبيقات الهندسية بدالة المعولية (Reliability function) ويرمز لها $R(t)$.

$$R(t) = \Pr(T > t)$$

اما فيما يخص دالة المخاطرة او ما يسمى بنسبة الفشل (Failure rate) وهي دائمة الاستخدام في موضوع المعولية وتعرف على انها النسبة اللحظية للموت او الفشل عند الزمن $t + \Delta t$ مع العلم ان المفردة باقية حتى الزمن t ، $h(t)\Delta t$ وتعني نسبة الوحدات التي تفشل في المدة $(t, t + \Delta t)$ من بين الوحدات التي لاتزال تعمل عند الزمن t . وان لدالة المخاطرة تسميات عديدة اخرى مثل نسبة الفشل (Failure rate) وقوة الوفاة (Force of mortality) ولدراسة العلاقة بين الدوال $S(t)$, $F(t)$, $f(t)$, $h(t)$ نلاحظ من السهولة اشتقاق $S(t)$ و $f(t)$ من $h(t)$ وبما ان $f(t) = -S'(t)$ فهذا يؤدي

$$h(t) = \frac{-d}{dt} \ln S(t)$$

$$\Rightarrow \ln(S(t)) \Big|_0^t = - \int_0^t h(x) dx$$

وبما ان $S(0)=1$ فان

$$S(t) = \exp\left(- \int_0^t h(x) dx\right) \quad ..(1.6)$$

وكما يمكن تعريف دالة المخاطرة التجميعية Cumulative hazard function

$$H(t) = \int_0^t h(x)dx \quad .. (1.7)$$

بالاعتماد على المعادلة (1.6) فان دالة البقاء تكون كالآتي:

$$S(t) = \exp(-H(t))$$

وبما ان $S(\infty) = 0$ بسبب الاندثار فان

$$H(\infty) = \lim_{t \rightarrow \infty} H(t) = \infty$$

ومن هذا نستنتج ان دالة المخاطرة $h(t)$ لتوزيعات أزمنة البقاء المستمرة تمتلك الخواص الآتية:

$$h(t) \geq 0, \quad \int_0^{\infty} h(t)dt = \infty$$

من خلال المعادلة (1.6) و (1.5) نحصل على التالي:

$$f(\tau) = h(\tau) \cdot \text{EXP}\left(-\int_0^{\tau} h(x)dx\right) \quad .. (1.8)$$

ثانياً: نموذج أو علاقة قانون القوة⁽⁴⁾⁽⁵⁾

The Power law model or relationship

يعتبر هذا النموذج حالة خاصة لنموذج الاجهاد للدالة المعولية العام (والتي سيرد ذكرها في الجانب العملي للبحث) لمعلمة القياس λ ويعرف كالتالي:

$$\beta_0 = \log a, \quad Z_i = 0, \quad X_i = -\log V_i$$

وبهذا فان علاقة او نموذج قانون القوة يتم توضيحها في المعادلة التالية:

$$L(V) = A/V_i^B \quad ..(2.1)$$

حيث ان :

L : مقياس حياتي محدد كأن يكون معدل البقاء.

V : مستوى الإجهاد (درجات الحرارة).

A : إحدى معلمات النموذج المطلوب تقديرها.

B : معلمة أخرى من معلمات النموذج المطلوب تقديرها

هذا النموذج يتم اشتقاقه من خلال اعتبارات النظرية الحركية

(Kinetic-theory) وفعاليتها الطاقة (Activation energy)

تم تطبيق هذا النموذج في بحثنا على بيانات ازمنة الفشل او التوقفات (break downs) للمحولات الكهربائية التي تم الحصول عليها من دائرة كهرباء الغراف ومن التقرير السنوي للجهاز المركزي للإحصاء العراقي .

ثالثاً: تحليل بيز بافتراض المعلمات $\beta_0, \beta_1, \alpha, B, P$ غير معلومة⁽⁵⁾⁽⁶⁾⁽⁷⁾

ولاجراء تحليل بييز عندما يكون توزيع العمر الزمني المعجل (Accelerated life time) هو وبيل ذا ثلاث المعلمات، فان المتغير العشوائي T يمثل زمن البقاء لوحدة ما وبدالة كثافة احتمالية وبافتراض متغير اجهاد هو V ويؤثر في كل من معلمتي القياس والموقع λ, γ على التوالي، اما معلمة الشكل P فلاتتأثر بعامل الاجهاد عند أي مستوى من مستوياته. وبوجود n_i من الوحدات. ليكن T_{ij} متغيراً عشوائياً وبكثافة وبيل

$$f(t_{ij}|\lambda, P, \gamma) = \frac{P}{\lambda_i} \left(\frac{t_{ij} - \gamma_i}{\lambda_i} \right)^{P-1} e^{-\left(\frac{t_{ij} - \gamma_i}{\lambda_i} \right)^P} . \quad (3.1)$$

$$i = 1, 2, \dots, k; j = 1, 2, \dots, n_i; t_{ij} > 0$$

اذ ان λ_i هي معلمة القياس الخاصة بمستوى الاجهاد V_i ، وهكذا الامر لمعلمة الموقع γ_i لذا فان معلمة الشكل P هي نفسها لكل مستوى من مستويات الاجهاد.

$$\lambda_i = \exp(- (Z_i + \beta_0 + \beta_1 X_i)). \quad (3.2)$$

اما النموذج الملائم لمعلمة الموقع γ_i فهو

$$\gamma_i = \alpha * e^{BV_i}. \quad (3.3)$$

اذ ان α, B معلمات غير معلومة مطلوب تقديرها وهناك العديد من النماذج الخاصة بـ γ_i ولقد اختير هذه النموذج لبساطته (انظر Man, R., N.el al., 1974) كما يتفرض وجود ميكانيكية انقطاع من النوع الثاني أي ان التجربة – كما ذكرنا في المبحثين السابقين (4.3,4.2) نتوقف بعد حصول r_i فشل عند كل مستوى من مستويات الاجهاد.

وبوجود n_i وحدة في بداية كل اختبار عند مستوى الاجهاد V_i وهكذا فان دالة الامكان لكل من $\beta_0, \beta_1, \alpha, B$ and P هي

$$L(\beta_0, \beta_1, \alpha, B, P, data) \propto P^r \left(\prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^{r_i} (t_{ij} - \alpha e^{BV_i})^{P-1} \right) * \exp(- Pa_0 - PB_0 r - PB_1 a_1 - e^{-PB_0} \sum_{i=1}^K A_i(P, \alpha, B) - PZ_i - PB_1 X_i). \quad (3.4)$$

$$r = \sum_{i=1}^K r_i \quad a_o = \sum_{j=1}^K r_j Z_j$$

$$a_1 = \sum_{i=1}^K r_i X_i; A_i(P, \alpha, B) = \sum_{j=1}^{K_i} (t_{ij} - \alpha e^{BV_i})^{P-1} + (n_i - r_i)(t_i r_i - \alpha e^{BV_i})^P$$

سوف نقوم في بحثنا هذا بتحليل الاحتمالات في المعادلات اعلاه ولغرض تعيين الاحتمالات السابقة للمعلمات غير المعلومة سيكون كالاتي فيما يتعلق بالمعلمات β_0, β_1 وبما ان $\beta_0, \beta_1 < \infty$ فان كلاً منها يتوزع توزيعاً طبيعياً

$$\beta_0, \beta_1 \sim N(0, \tau_i^2) \quad i = 0, 1$$

اما فيما يخص المعلم α, B فانها تتوزع توزيعاً آسياً وكالاتي:

$$\alpha \sim \exp(c)$$

$$B \sim \exp(d)$$

اما المعلمة P غير السالبة فان التوزيع الاولي الملائم لها هو توزيع كما $\Gamma(b, a)$ واخيراً سوف نفترض ان المعلمات مستقلة عن بعضها.

رابعاً: الكثافة الحدية الشرطية لكل من $\beta_0, \beta_1, \alpha, B, P$ (7)(6)(5)

إن الكثافات الحدية الشرطية لكل من $P, B, \alpha, \beta_1, \beta_0$ نستطيع الحصول عليها بوصفها تناسباً للجانب الايمن للمعادلة (3.4) وذلك من خلال حذف الحدود التي لا تتضمن المعلمة قيد الاهتمام .

$$\pi_1(\beta_0 | \beta_1, \alpha, B, P, data) \propto \exp\left(-PB_0 r - \frac{P_0}{2\tau_1^2}\right) * \exp\left[-e^{-P\beta_0} \sum_{i=1}^K A_i(\alpha, B, P) e^{-PZ_i - P\beta_1 X_i}\right] \dots(1)$$

$$\pi_1(\beta_1 | \beta_0, \alpha, B, P, data) \propto \exp\left(-PB_1 a_1 - \frac{\beta_1^2}{2\tau_2^2}\right) * \exp\left[-e^{-P\beta_0} \sum_{i=1}^K A_i(\alpha, B, P) e^{-PZ_i - P\beta_1 X_i}\right] \dots(1)$$

$$\pi_1(\alpha | \beta_0, \beta_1, B, P, data) \propto \exp\left(\prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^{r_i} (t_{ij} - \alpha e^{BV_i})^{P-1}\right) * \exp\left[-e^{-P\beta_0} \sum_{i=1}^K A_i(\alpha, B, P) e^{-PZ_i - P\beta_1 X_i} - e\alpha\right] \dots$$

$$\pi_1(B | \beta_0, \beta_1, \alpha, P, data) \propto \left(\prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^{r_i} (t_{ij} - \alpha e^{BV_i})^{P-1}\right) * \exp\left[-e^{-P\beta_0} \sum_{i=1}^K A_i(\alpha, B, P) e^{-PZ_i - P\beta_1 X_i} - dB\right] \dots$$

$$\pi_1(P | \beta_0, \beta_1, \alpha, B, data) \propto P^{r+a-1} \left(\prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^{r_i} (t_{ij} - \alpha e^{BV_i})^{P-1}\right) * \exp\left[-e^{-P\beta_0} \sum_{i=1}^K A_i(\alpha, B, P) e^{-PZ_i - P\beta_1 X_i} - bP\right] \dots(1)$$

الجانب العملي:

المقدمة:

إن استمرار عمل المحولات الكهربائية بكفاءة عالية ومنع وتقليل حدوث التوقفات المفاجئة وبأقل كلفة ممكنة يتطلب إجراءات عملية لتنفيذ الصيانة الوقائية وبأوقات معينة ولبلوغ هذا الهدف لابد من اعتماد أساليب علمية تضمن لنا التنبؤ بأعمار هذه المحولات وبأقل كلفة ممكنة ولتحقيق ذلك اعتمدنا على بعض الأساليب الإحصائية والمحاكات في تحليل البيانات والتنبؤ بأعمار هذه المحولات لعشره سنوات قادمة .

عينة الدراسة: محولات الطاقة الكهربائية في ناحية الغراف محافظة ذي قار والبالغ عددها (650) حيث كانت الفترة الزمنية لعينه الدراسة فصل الصيف للعام 2021 م . حيث بلغ عدد اعطال هذه المحولات (50) عطلاً وأكثر في اليوم الواحد وذلك حسب تقرير دائرة كهرباء الغراف .

اختبار توزيع بيانات الفشل ومعالجتها:

تم استعمال اختبار مربع كاي لحسن المطابقة (chi-square goodness of fit) لمعرفة توزيع أوقات العطلات وبعد تجريب عدة توزيعات أتضح بان أوقات الفشل تتبع توزيع ويبيل (weibull distribution) للمعالم $P, B, \alpha, \beta_1, \beta_0$ وفحصت هذه لبيانات يدوياً من خلال إجراء اختبار (Mann's Test) الخاص بتوزيع ويبيل .

اختبار (Mann's Test)

يستعمل اختبار (Mann's Test) لفحص بيانات الفشل من كونها تتبع توزيع ويبيل أم لا .

الفرضيات:

H_0 = بيانات الفشل تتبع توزيع ويبيل

H_1 = بيانات الفشل لا تتبع توزيع ويبيل

إحصاء الاختبار:

$$M = \frac{k_1 \sum_{i=k_1+1}^{r-1} (\ln t_{i+1} - \ln t_i) / M_i}{k_2 \sum_{i=1}^{k_2} (\ln t_{i+1} - \ln t_i) / M_i}$$

إجراءات الاختبار:

$i = 1, 2, 3 \dots 12$

$n = 650$

$r = 12$

جدول (1) يوضح تطبيق اختبار (Mann's Test) للمحولات الكهربية المدروسة

t_i	$\ln t_i$	$Z_i = \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{i-0.5}{n+0.25} \right) \right]$	$M_i = Z_{i+1} - Z_i$	$\ln t_{i+1} - \ln t_i$	$(\ln t_{i+1} - \ln t_i) / M_i$
25	3.2188	-5.1591	1.1044	1.1119	1.0068
76	4.3307	-4.0547	0.5168	0.0131	0.0253
77	4.3438	-3.5379	0.3423	0.0629	0.1838
82	4.4067	-3.1956	0.2573	0.1259	0.4893
93	4.5326	-2.9383	0.2066	0.2381	1.1525
118	4.7707	-2.7317	0.1467	0.0496	0.3381
124	4.8203	-2.5585	0.1492	0.0549	0.3679
131	4.8752	-2.4093	0.1314	0.0076	0.0578
132	4.8828	-2.2779	0.1175	0.1541	1.3115
154	5.0369	-2.1604	0.1065	0.069	0.6479
165	5.1059	-2.0539	0.0973	0.2786	2.8633
650	5.3845	-1.9566			

$$M = \frac{6 \times 5.2484}{5 \times 3.1958} = 1.9707$$

$$k_1 = \frac{r}{2} = \frac{12}{2} = 6$$

$$2k_1 = 12$$

$$k_2 = \frac{r-1}{2} = \frac{11}{2} = 5.5$$

$$2k_2 = 11$$

طالما إن قيمة (F) الجدولية وبدرجات حرية قدرها $2k_2, 2k_1$ بمستوى معنوية ($\alpha = 0.05$) بلغت ($F_{tab} = 2.72$) أكبر من قيمة (M) المحسوبة أي ان :

$$M = 1.9707 < F_{0.05} = 2.72$$

إذاً لانرفض الفرضية الصفرية (H_0) ونستنتج بأن توزيع بيانات الفشل للمحولات الكهربائية تتبع توزيع وبيبل.

المحاكاة: Simulation

إن أسلوب المحاكاة يتلخص بكونه أسلوباً يتم من خلاله إيجاد أنموذج جديد مماثل الى الأنموذج الحقيقي من دون محاولة الحصول على الأنموذج الحقيقي ويمكن القول بأن عملية المحاكاة هي أسلوب رقمي لإنجاز تجارب على الحاسبات الإلكترونية والتي تتضمن أنواعاً من العمليات المنطقية والرياضية الضرورية لوصف سلوك وهيكلية النظام الحقيقي المعقد خلال فترة زمنية معينة.

وتوجد طرائق مختلفة للمحاكاة هي الطريقة التناظرية (Analog Method)، والطريقة المختلطة (Mixed Method)، وطريقة مونت- كارلو (Monte- Carlo Method) وتعد طريقة مونت- كارلو من أهم هذه الطرائق وأكثرها شيوعاً وتستخدم لتوليد مشاهدات لمعظم التوزيعات الاحتمالية الكثيرة الاستخدام والتي تمتلك دالة كثافة احتمالية معروفة ويتلخص هذا الأسلوب لكونه يتم بواسطة أساليب العينات التي تؤخذ من مجتمع نظري يحاكي المجتمع الحقيقي إذ يتم صياغة الأرقام العشوائية. وتمتاز عملية المحاكاة بالمرونة إذ تعطي القدرة على التجريب والاختبار من خلال تكرار العملية لمرات عديدة بتفسير المدخلات الخاصة بعمليات التقدير في كل مرة وكذلك تأتي أهمية عملية المحاكاة في العشوائية إذ أن سلسلة الأرقام العشوائية التي تستخدم في التجربة الأولى تكون مستقلة عن سلسلة الأرقام العشوائية في التجربة الثانية وهكذا. وفي بحثنا هذا سوف نعتد على طريقة مونت- كارلو.

توليد الأعداد العشوائية:

ان آلية طريقة مونت- كارلو تتم حسب الخطوات التالية:

- 1- توليد الإعداد العشوائية التتبع التوزيع المنظم (Uniform Distribution) المستمر المعرف على الفترة [0,1] من خلال استخدام دالة التوزيع التجميعية (c.d.f) التي تصف الأنموذج.
- 2- تحويل العدد العشوائي المنتظم للحصول على متغير عشوائي يصف الأنموذج تحت التجربة وكما هو مبين أدناه باستخدام مفهـوم معكـوس الدالـة (Inverse Function)، فإذا كانت لدينا الدالة F الآتية:

$$y = F(x)$$

فان معكوس الدالة F^{-1} بشرط ان تكون متباينة وشاملة، يمكن كتابتها على النحو الآتي:

$$x = F^{-1}(y)$$

قانون القوة Power law model

هو حالة خاصة من نموذج الاجهاد العام للدالة المعولية الخاص بمعلمة القياس λ_i يعرف هذا النموذج كالاتي:

$$Z_i = 0, \quad \beta_0 = \log \alpha, \quad \beta_1 = \beta, \quad X = -\log(V_i)$$

تم تطبيق هذا النموذج على البيانات التي تم الحصول عليها من دائرة كهرباء الغراف والتي تمثل أزمنة الفشل لنوع من موائع العزل الكهربائي (Electrical insulating fluids) المقصود بالموائع هي تلك الزيوت الموضوعة داخل المحولات الكهربائية عاملة تحت اجهاد ذي فولتية ثابتة.

بما ان عدد المحولات الكهربائية في ناحية الغراف (650) محوله تم تقسيمها الى عدد من المجاميع وذلك لسهولة دراستها وتصنيفها حسب وقت العطل المتوقع حيث كان عدد الاعطال اليومية يقع بين (30 الى 50) عطلاً ولا سيما في فصل الصيف ،

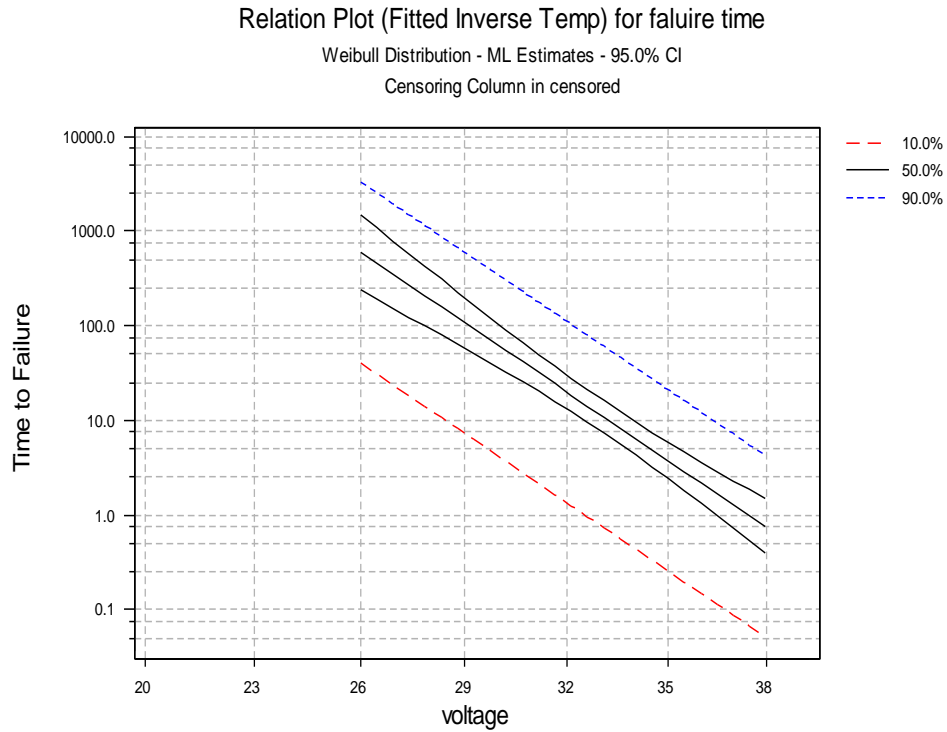
الجدول (2) يضم أزمنة الفشل لسبعة مجاميع من الوحدات (Specimens) كل مجموعة تعمل تحت مستوى فولتية عالية مختلفة عن الاخرى.

الجدول (2) أزمنة الفشل المتوقعة للمحولات الكهربائية في ناحية الغراف (بالدقائق)

V_i مستويات الاجهاد (شدة التيار)	n_i عدد المحولات الكهربائية	r_i فشل	Time failures (t[i]) أزمنة الفشل بالدقائق			
26	40	3	5.79	1579.52	2323.7	
28	50	4	68.85	108.29	110.29	426.07

30	110	8	7.74	17.05	20.46	21.02	22.66	43.40
			47.30	139.07				
32	170	15	0.04	0.27	0.69	0.79	2.75	3.91
			9.88	13.95	15.93	27.80	53.24	82.85
			89.29	100.58	215.10			
34	220	19	0.19	0.78	0.96	1.31	2.78	3.16 4.15
			4.67	4.85	6.50	7.35	8.01	
			8.27	12.06	31.75	32.52	33.91	
			36.71	72.89				
36	480	15	0.35	0.59	0.96	0.99	1.69	1.79 2.0
			2.58	2.90	3.67	3.99	3.99	5.35 13.77
			25.50					
38	650	9	0.09	0.34	0.47	0.73	0.74	1.40 1.13
			2.38	2.38				

هذه المجموعة من البيانات تستخدم لتقدير أزمدة البقاء وكميات اخرى. تعمل هذه الموائع تحت فولتية عمل قياسية هي $V_0=20$ --> Kilo-watts وقد اختبرت هذه الوحدات بوضعها تحت مستويات اجهاد عالية هي: $V_1=26$, $V_2=28$, $V_3=30$, $V_4=32$, $V_5=34$, $V_6=36$ عند كل مستوى V_i من مستويات الاجهاد وضعت n_i وحدة (المحولات الكهربائية) قيد الاختبار يتم ايقاف الاختبار عند حصول r_i فشل، (n_i-r_i) هي أزمدة فشل غير كاملة (Censored) ولا اعتبارات هندسية تتعلق بميكانيكية عمل هذه الموائع فان ازمدة الفشل وهكذا وحدات تخضع لتوزيع ويبل بمعلمة شكل P ومعلمة قياس λ_i ومعلمة موقع γ_i معطاة بنموذج قانون القوة هذا من ناحية وتم من ناحية اخرى عمل تطابق للبيانات مع توزيع ويبل وكما هو مبين بالشكل (1).



الشكل (1)

رسم العلاقة (تطابق قانون القوة) لأزمنة فشل توزيع ويبيل (اعداد الباحثين)

فضلاً عن ذلك فان التوزيعات الخاصة بازمنة الفشل عند مختلف مستويات الاجهاد تختلف فقط فيما يتعلق بمعلمة القياس λ_i ومعلمة الموقع γ_i اما معلمة الشكل P فهي ذاتها عند كل المستويات وتم تطبيق اسلوب المعاينة لتقدير كل من المعلمات $P, B, \alpha, \beta_1, \beta_0$ على التوالي من خلال البرامج الحاسوبية المكتوبة بلغة فجول بيسك واعتمدت نتائج الاحتمال باستخدام برنامج (R). وكانت نتائج تحليل كل من التوزيعات الحدية اللاحقة لكل من $P, B, \alpha, \beta_1, \beta_0$.

اولاً: الجدول (3) في العمود الاول يتضمن مقدرات الامكان الاعظم للمعلمات

، وفيما تضمن العمودان الثاني والثالث كل من (Minitab) على التوالي التي تم ايجادها باستخدام البرنامج $P, B, \alpha, \beta_1, \beta_0$

، اما العمود الاخير تضمن حدود الثقة $P, B, \alpha, \beta_1, \beta_0$ متوسط ووسيط ازمنة الفشل للتوزيع اللاحق للمعاينة لكل من

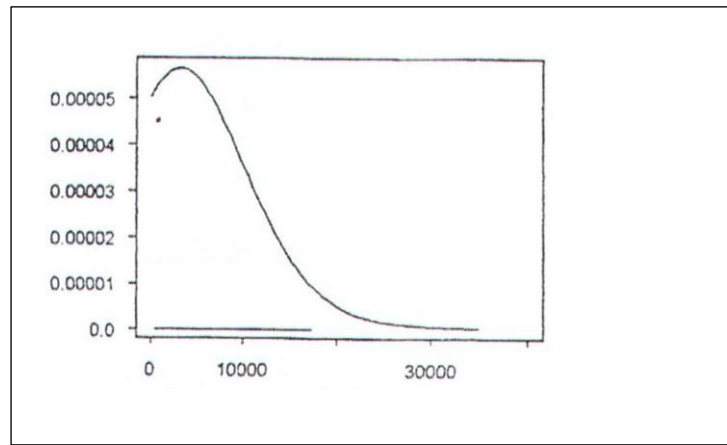
95% وبنسبة (H.P.D.).

الجدول (3) تقدير المعلمات

Parameters	MLE	Mean	Mediam	95% H.P.D.
β_0	51.85	61.2	51.56	(69.98)
β_1	11.19	12.44	11.41	(18.02)

α	6.91	5.11	6.11	(9.12)
B	5.77	6.17	6.99	(11.21)
P	0.813	0.608	0.689	(0.949)

ثانياً: الشكل البياني (a) يمثل الكثافة التنبؤية للمعلمة θ (معدل زمن الفشل) للعمل - بالساعات - تحت مستوى الاجهاد الطبيعي . اما الشكل (b) فيمثل التوزيع اللاحق للمعلمة θ (معدل العمر الزمني) للعمل تحت مستوى الاجهاد الطبيعي. ومن ثم استطعنا التنبؤ بأزمان الفشل للمحولات الكهربائية في ناحية الغراف ول(10) سنوات قادمه بواسطة المحاكاة.



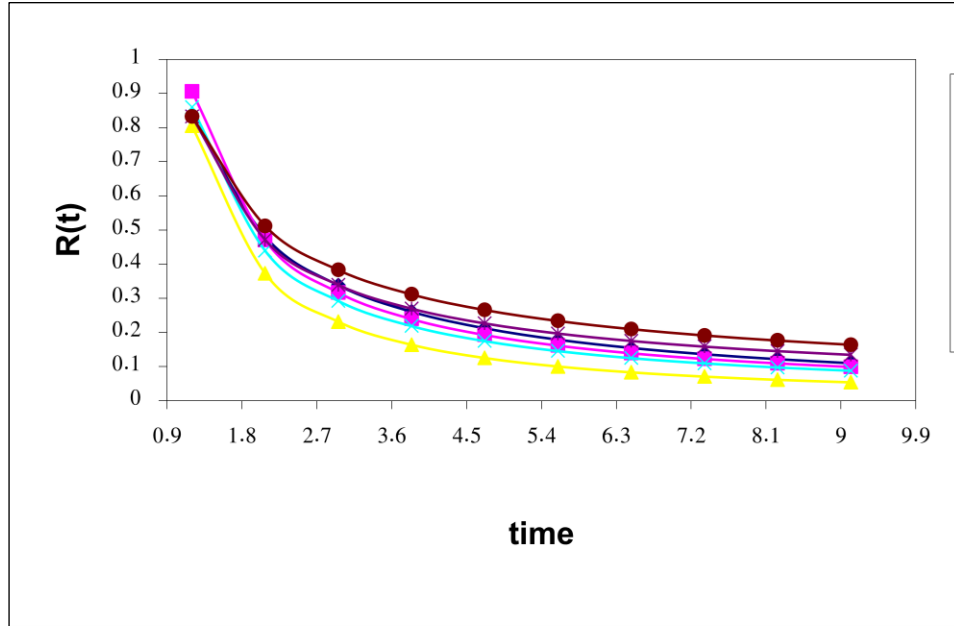
الشكل البياني (2) التوزيع الخاص بالمعلمة θ (معدل العمر الخاص بالمحولات الكهربائية) للعمل

تحت مستوى اجهاد طبيعي((اعداد الباحثين)

جدول (4) التنبؤ بأعمال محولات الطاقة الكهربائية بالاعتماد على تقدير ازمان الفشل (محاكاة)

n	timefield	1year	2year	3year	4year	5year	10 year
50	1.20	0.83333	0.90582	0.80477	0.85940	0.83200	0.83262
	2.08	0.48077	0.47001	0.37564	0.43886	0.47099	0.51179
	2.96	0.33784	0.31647	0.23112	0.29185	0.33874	0.38243
	3.84	0.26042	0.23883	0.16355	0.21819	0.26931	0.31114
	4.72	0.21186	0.19211	0.12477	0.17422	0.22614	0.26543
	5.60	0.17857	0.16094	0.09991	0.14510	0.19652	0.23336
	6.48	0.15432	0.13868	0.08277	0.12442	0.17482	0.20946
	7.36	0.13587	0.12198	0.07030	0.10899	0.15818	0.19088
	8.24	0.12136	0.10900	0.06087	0.09704	0.14497	0.17597

	9.12	0.10965	0.09860	0.05351	0.08752	0.13419	0.16369
100	1.20	0.83333	0.85165	0.79982	0.82800	0.82893	0.81637
	2.08	0.48077	0.47362	0.39847	0.44194	0.47396	0.49478
	2.96	0.33784	0.32711	0.25600	0.29764	0.33483	0.36173
	3.84	0.26042	0.24969	0.18510	0.22317	0.26044	0.28819
	4.72	0.21186	0.20193	0.14332	0.17800	0.21404	0.24120
	5.60	0.17857	0.16954	0.11603	0.14780	0.18227	0.20873
	6.48	0.15432	0.14616	0.09694	0.12623	0.15912	0.18418
	7.36	0.13587	0.12848	0.08291	0.11009	0.14147	0.16546
	8.24	0.12136	0.11465	0.07219	0.09756	0.12756	0.15054
	9.12	0.10965	0.10354	0.06377	0.08756	0.11630	0.13835
300	1.20	0.83333	0.84445	0.80273	0.82502	0.83093	0.81660
	2.08	0.48077	0.47750	0.40865	0.44660	0.47759	0.49152
	2.96	0.33784	0.33249	0.26576	0.30278	0.33706	0.35676
	3.84	0.26042	0.25504	0.19374	0.22787	0.26149	0.28237
	4.72	0.21186	0.20691	0.15092	0.18217	0.21423	0.23494
	5.60	0.17857	0.17412	0.12277	0.15148	0.18183	0.20194
	6.48	0.15432	0.15034	0.10298	0.12950	0.15822	0.17759
	7.36	0.13587	0.13231	0.08835	0.11301	0.14022	0.15883
	8.24	0.12136	0.11818	0.07715	0.10018	0.12605	0.14392
	9.12	0.10965	0.10679	0.06831	0.08994	0.11458	0.13176
650 عينه (البحث)	1.20	0.83333	0.83868	0.80566	0.82290	0.83196	0.82283
	2.08	0.48077	0.47975	0.41851	0.45089	0.47976	0.48984
	2.96	0.33784	0.33587	0.27537	0.30745	0.33815	0.35217
	3.84	0.26042	0.25842	0.20236	0.23214	0.26165	0.27646
	4.72	0.21186	0.21003	0.15859	0.18595	0.21372	0.22838
	5.60	0.17857	0.17695	0.12963	0.15482	0.18084	0.19505
	6.48	0.15432	0.15289	0.10915	0.13246	0.15688	0.17054
	7.36	0.13587	0.13462	0.09396	0.11564	0.13863	0.15173
	8.24	0.12136	0.12026	0.08227	0.10254	0.12426	0.13682
	9.12	0.10965	0.10869	0.07303	0.09206	0.11264	0.12470



شكل (3) يبين التنبؤ بزمن الفشل للمحولات الكهربائية في ناحية الغراف لعشر سنوات قادمة

(اعداد الباحثين)

الاستنتاجات والتوصيات

أولاً: الاستنتاجات

- 1- باستخدام أساليب الدالة المعولية وطريقة مونت كارلو (MCMC) لتوليد بيانات قريبة من الواقع الحقيقي كانت البيانات تتبع توزيع ويبل للمعالم $\beta_0, \beta_1, \alpha, B, P$. حيث تم التنبؤ بأزمة الفشل المتوقعة لمحولات الطاقة الكهربائية في ناحية الغراف بمحاكاة ذي قار
- 2- تم التنبؤ بزمن الفشل لمحولات الطاقة الكهربائية في ناحية الغراف بمحاكاة ذي قار ولعشر سنوات قادمة و بين الرسم البياني لهذه التوقعات انخفاضاً ملحوظاً في أعمار المحولات الكهربائية

التوصيات:

- 1- هنالك كثير من الأجهزة والوحدات الكهربائية في دائرة كهرباء ذي قار ذات معولية عالية لذا نوصي بإجراء اختبارات معولية اداء لهذه الأجهزة.

المصادر:

أولاً: المصادر العربية:

- 1- البياتي، حسام نجم، (2002): مقارنة طرائق تقدير أنموذج وبيبل للفشل باستخدام المحاكاة، أطروحة دكتوراه، كلية الإدارة والاقتصاد- جامعة بغداد.
- 2- الجاسم، صباح والحميري، عبير (2005): مقارنة أساليب مختلفة لتقدير دالة المعولية للتوزيع الاسي، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد الحادي عشر، العدد/الأربعون.
- 3- الجاسم، صباح والدعيس، فؤاد (2002): تقدير دالة المعولية لتوزيع معكوس جاوس، مجلة العلوم الإحصائية، الجمعية العراقية للعلوم الإحصائية، العدد-1/ بغداد.
ثانياً: المصادر الأجنبية

4-Askoy, S, (2005): Bayesian Decision Theory, Bilkent University, Department of Computer Engineering.

5-Al- Fawzan, M., (2000), : Methods for Estimating the Parameters of the Weibull Distribution, Email.

6-Bain, I.J, & Engelhardt, M, (1992): Introduction to Probability and Mathematical Statistics, Duxbury Press, Belmont, California.

7-Geman, S. and Geman, D. (1984): "Stochastic relaxation-Gibbs Distributions and the Bayesian restoration of Images", IEEE Transactions on Pattern analysis and Machine intelligence, 6, PP 721-741.

8-Gilks, W.R. and Wild, P (1992): "Adaptive rejection sampling for Gibbs-sampling", Applied. Statistics, 41, PP 337-348.

9-Gilks, W.R., Richardson, S. and Spiegelhalter, D.J. (1996): "Markov Chain Monte Carlo in practice. Chapman and Hall, London.

10-Halperin, Max (1952): "Maximum like lihood estimation in truncated samples", Annals of mathematical statistics, 23, PP 226-238.