تقدير دالة الانتاجية (Availability) من خلال تحديد امثل دورة صيانة وقائية دورية غير تامه(غير مثاليه) باستخدام المحاكاة

أ. م. د.عماد حازم عبودي   الباحث فراس صدام عبد

كلية الادارة والاقتصاد - جامعة بغداد- قسم الإحصاء

الخلاصة

يتناول هذا البحث بناء نموذج لخطة صيانة وقائية مطبقه في حالة الأنظمة ذات الوحدات المفردة (Single-Unit System) وطبقاَ لهذه الإستراتيجية أو الخطة فان النظام يخضع لصيانة وقائية دورية غير مثاليه، والتي تعيد النظام بعد أجراءها إلى الحالة الجيدة كالجديد "as good as new" باحتمال P ، والى الحالة الرديئة كالقديم "as bad as old" باحتمال q، وان التصليح أو الصيانة غير المثاليه تحصل بصورة متعاقبة بين أعمال الصيانة الوقائية، وهذا يؤدي إلى تناقص في أوقات الفشل مع الأخذ بنظر الاعتبار معدل تنفيذ تلك الأعمال من الصيانة الوقائية والتصحيحية، وعليه لابد من بناء نموذج رياضي يتم من خلاله أيجاد امثل فترة لصيانة وقائية دورية غير تامة(غير مثاليه) التي بدورها تحقق نقطة الاستقرار للنظام وبالتالي زيادة الطاقة الإنتاجية لذلك النظام ككل،أن بناء ذلك النموذج يتطلب معرفتنا بدالة شبه التجديد عندما يتوزع أول وقت فشل توزيع ويبل للفشل .

الكلمات المفتاحية/ الصيانة غير التامة (غير المثاليه)، عملية شبه التجديد، دالة الاتاحية، توزيع ويبل للفشل .

Eatimation Availability Function Through Determination The Optimal Imperfect Preventive Maintenance Period By using Simulation

Abstract:

This paper deals with the modeling of a preventive maintenance strategy applied to a single-unit system subject to random failures.
According to this policy, the system is subjected to imperfect periodic preventive maintenance restoring it to ‘as good as new’ with probability p and leaving it at state ‘as bad as old’ with probability q. Imperfect repairs are performed following failures occurring between consecutive preventive maintenance actions, i.e the times between failures follow a decreasing quasi-renewal process with parameter a. Considering the average durations of the preventive and corrective maintenance actions as well as their respective efficiency extents, a mathematical model is developed in order to study the evolution of the system stationary availability and determine the optimal PM period which maximizes it. The modeling of the imperfection of the corrective maintenance actions requires the knowledge of the quasi-renewal function when times to first failure follow a Weibull Distribution.

Keywords: Imperfect Maintenance,Quasi-Renewal Process, Availability Function, Weibull distribution.

***البحث مستل من أطروحة دكتوراه إحصاء لم تناقش.**

مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية
المجلد 18
العدد 69
الصفحات 263- 277

1- المقدمة :(Review)

أن زيادة حدة المنافسة بين الشركات الصناعية وضعتها أمام البحث عن طريقة لضمان اكبر قدر من الاتاحية (الطاقة التصميمية) للمعدات المنتجة وبأقل كلفة ،وتحت هذه الظروف فان تنفيذ أعمال الصيانة الوقائية ورسم سياسات خاصة بها يعتبر عمل مهم وضروري .

تعرف استراتيجيه الصيانة بأنها قاعدة القرار التي تقوم على سلسلة من القرارات المتعاقبة التي تؤخذ حول حالة النظام، وان لكل أجراء صيانة هنالك كلفة ووقت تنفيذ ونوعية معينة مطلوبة (أي كفاءة معينة).

أن العديد من الباحثين ممن كتب حول الموضوع قد اقترح من سياسات الصيانة منها الوقاية والتصحيحية (العلاجية) وبمختلف أساليبها كالفحص الدوري والاستبدال بوحدات جديدة تؤدي بعد انجازها (تنفيذها) بعودة النظام إلى الحالة الجيدة كالجديد "as good as new" أو ما يسمى بالصيانة التامه (المثاليه) ولكن في الحقيقة فان فعالية أعمال الصيانة تقع بصورة عامة بين حدين متناقضين هما (as good as new ,as bad as old) وهو ما يسمى بالصيانة غير التامه (غير المثاليه)، فليس من الممكن دائماً أيجاد أفضل التقنيات النوعية أو الأدوات وقطع الغيار المناسبة لأجراء أعمال الصيانة ولكننا نعمل على تحقيق مستوى الطموح.

2- تعريف إستراتيجية الصيانة والنموذج الرياضي:

Strategy Maintenance definition and mathematical model:

نفترض هنالك نظام أنتاجي يحدث فيه الفشل عشوائياً وان التوزيع الاحتمالي لوقت الحياة لحين حصول الفشل في النظام يكون معلوم ، وان إجراءات الصيانة الدورية غير التامه (غير المثاليه) تجري بصورة دورية لكل (T وحدة وقت) كأن تكون (ساعات، أيام، أسابيع) وحسب قانون (p,q) فان النظام يعود بعد أجراء أعمال الصيانة إلى الحالة الجيدة كالجديد (as good as new) باحتمال p ويبقى على حالته السابقة القديمة كالرديء باحتمال q وفي حالة فشل النظام بين أعمال الصيانة الوقائية المتعاقبة ،فان يتطلب أجراء أعمال تصليح غير تامه (غير مثاليه) عندها تقل أوقات العطل البينية (الداخلية)إلى حد مساوي للحالة السابقة.

ومن المعلوم أن أعمال الصيانة الوقائية والتصحيحية تتطلب معدلات تنفيذ ثابتة T_p و T_c خلالها يكون النظام غير جاهز للعمل وذلك لخضوعه لأعمال الصيانة وتحت هذه الشروط سيتم أيجاد صيغة لدالة الاتاحية ومن هذه الصيغة نسعى الى تحديد الفترة المثلى T^* والتي بدورها تؤدي إلى تعظيم نقطة استقرار النظام ولكن قبل ذلك لابد من تعريف عملية شبه التجديد أو العملية الهندسية(Quasi-Renewal Process) أو (Geometric Process).

3- تعريف عملية شبه التجديد :

Definition of the quasi-renewal process :

أن العملية شبه التجديد (QRP) هي عملية رتيبة وبسيطة، وتعود فكرة العملية إلى الباحث [Lam] (6,7,8) عام 1988 ،إذ انه يعد أول من قدم هذه العملية ودرس خصائصها بشيء من التفصيل ،وعدها تعميماً لعملية التجديد . وهنالك العديد من الدراسات والبحوث الحديثة قامت بتطوير وتحسين هذه العملية نظرياً وتطبيقياً.

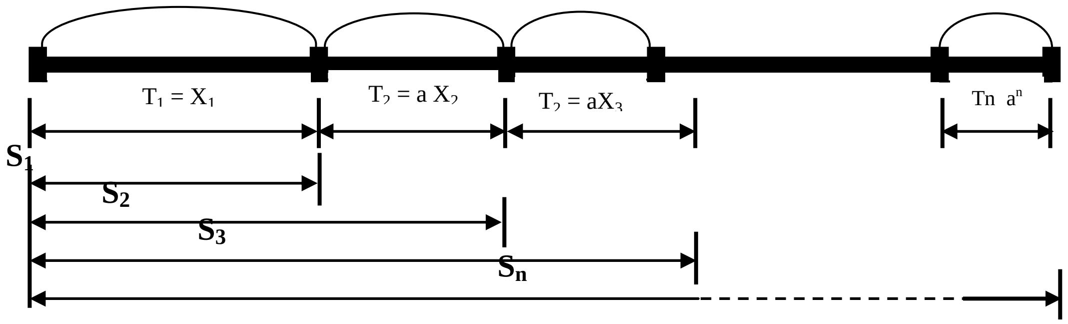
تعد العملية التصادفية $\{T_n, n=1,2,\ldots\}$ ذات المتغيرات العشوائية غير السالبة عملية شبه التجديد (QRP) أذا كانت هنالك قيمة مثل a بحيث تمثل قيمة حقيقية واكبر من الصفر (a>0) يطلق عليها نسبة العملية شبه التجديد (Ratio of the QRP) ، وهي تقيس الاتجاه وقوة الاتجاه،

بينما عرف الباحثان [Wang & Pham 1996b] (4,5) عملية شبه التجديد على انها سلسلة من المتغيرات العشوائية الموجبة $\{T_1,T_2,T_3,\ldots,T_n\}$ ، فان عملية العد التصادفية $\{N(t);t>0\}$ تسمى عملية شبه التجديد بالمعلمة a وان أول وقت فشل هو T_1 (The First Inter- arrival Time) إذا كان :

$$T_1 = X_1,$$
$$T_2 = aX_2,$$
$$T_3 = a^2 X_3,$$
$$\vdots$$
$$T_n = a^{n-1} X_n \qquad ; X_i \approx i.i.d$$

وان حدود المعلمة a ، $0 < a \leq 1$.

ويمكن اعتبار المعلمة a بأنها عامل كفاءة نشاط أعمال الصيانة التصحيحية، (The Corrective Maintenance actions efficiency factor) ، فعندما $a = 1$ فان عملية شبه التجديد تصبح عملية تجديد اعتيادية (The Ordinary Renewal process) وعند $a > 1$ نلاحظ تزايد عملية شبه التجديد (Increasing Quasi–Renewal process) وعند $0 < a < 1$ فان عملية شبه التجديد تأخذ بالتناقص (Decreasing Quasi – Renewal process) ، والشكل (1) يوضح نموذج لعملية شبه التجديد عند $0 < a < 1$.



شكل رقم (1) يوضح عملية شبه التجديد عند $0 < a < 1$

أن الدالة التوزيعية التراكمية (Distribution Function)[11,12] للعملية التصادفية شبه التجديد $\{T_i\}$ تكون بالصيغة الآتية :

$$F_{T_i}(t) = F_{T_1}\left(\frac{1}{a^{i-1}} t\right) \qquad \forall i = 1,2,3,... \qquad (1)$$

وعليـة فـان دالـة الكثافـة الاحتماليـة (Probability Density Function) للعمليـة التصـادفية شبـه التجديـد $\{T_i\}$ تكون بالشكل الأتي :

$$f_i(t) = \frac{1}{a^{i-1}}\ f\left(\frac{t}{a^{i-1}}\right) \qquad (2)$$

إذ أن $\left(\frac{t}{a^{i-1}}\right)$ تمثل عملية تجديد RP ، وهي متتابعة من المتغيرات العشوائية غير السالبة المستقلة التوزيع (i.i.d) مع متوسط μ الذي يشير إلى المستوى الأولي للعملية شبه التجديد .

4- معلمات عملية شبه التجديد أو العملية الهندسية :
(Parameters of Geometric Process or QRP):

أذا كانت العملية شبه التجديد $\{T_n, n = 1,2,3,...\}$ عملية هندسية بالنسبة للمعلمة a إذ أن:

$$X_n = \frac{T_n}{a^{n-1}} \qquad (3)$$

و

$$T_n = a^{n-1} X_n$$

وتمثل X_n متتابعة من المتغيرات العشوائية المستقلة والمتماثلة التوزيع (i.i.d) .

فان توقع T_n يكون بالصيغة الآتية :

$$E[T_n] = a^{n-1} E[X_n]$$

وبما ان

$$E[X_n] = \mu \qquad (4)$$

فان

$$E[T_n] = a^{n-1}\mu \qquad (5)$$

وإما تباين T_n فيكون بالصيغة الآتية :

$$Var[T_n] = Var[a^{n-1} X_n]$$

$$= a^{2(n-1)} Var(X_n)$$

اذ ان

$$Var[X_n] = \sigma^2 \qquad (6)$$

فان

$$Var[T_n] = a^{2(n-1)}\sigma^2 \qquad (7)$$

وعليه فان σ^2, μ, a تمثل معلمات مهمة لعملية شبه التجديد **(Quasi – Renewal process)** ويمكن تقدير تلك المعلمات بإحدى طرق الاستدلال الإحصائي .

5- تطبيقات الدالة شبه التجديد:

(Application of the Quasi –Renewal Function):

في هذه الفقره تم تقدير الداله شبه التجديد باستخدام أهم التوزيعات الشائعة في اختبارات الحياة والمعوليه وكما يأتي :

- توزيع ويبل ذو المعلمتين للفشل:

(Two Parameter Weibull Failure Distribution):

إذا فرضنا أن T_1 يتوزع توزيع ويبل للفشل $w(\eta, \beta)$ وبدالة كثافة احتمالية :

$$f_1(t/\beta,\eta) = \begin{cases} \dfrac{\beta}{\eta}\left(\dfrac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} \exp\left(-\left(\dfrac{t}{\eta}\right)^{\beta}\right) & t > o \qquad (8) \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

إذ أن:- (β) تمثل معلمة الشكل **(Shape Parameter)**

(η) تمثل معلمة القياس **(Scale Parameter)**

وإن دالة توزيع الفشل التجميعية ودالة المعولية ودالة نسبة الفشل ودالة نسبة الفشل التجميعية لأنموذج ويبل للفشل هم على التوالي كالآتي:

$$F(t)=1-e^{-\frac{t^{\beta}}{\eta^{\beta}}} \quad \cdots \qquad (9)$$

$$R(t)=e^{-\frac{t^{\beta}}{\eta^{\beta}}} \quad \cdots \qquad (10)$$

$$h(t)=\frac{\beta}{\eta^{\beta}}t^{\beta-1} \quad \cdots \qquad (11)$$

$$H(t)=\frac{t^{\beta}}{\eta^{\beta}} \quad \cdots \qquad (12)$$

وأما بالنسبة لدالة الكثافة الاحتمالية (Probability Density Function) للعملية التصادفية شبه التجديد لتوزيع ويبل { T_i } تكون بالشكل الأتي :

$$f_i(t/\beta,\eta,a)=\frac{\beta}{a^{i-1}\eta}\left(\frac{t}{\eta a^{i-1}}\right)^{\beta-1}\exp\left(-\left(\frac{t}{\eta a^{i-1}}\right)^{\beta}\right) \qquad i=1,2,3,\ldots,n;t>0 \qquad (13)$$

6- تقدير معلمات دالة شبه التجديد لتوزيع ويبل للفشل :

- طريقة الإمكان الأعظم التكرارية (IMLM):

(Iterative Maximum Likelihood Method):

تعد هذه الطريقة من الطرائق المهمة في التقدير لأنها تحتوي على خصائص جيدة ومنها الثبات والاتساق غالباً وليس دائما.

في هذا الفقرة تم عرض خوارزمية جديدة ومقترحة من قبل الباحثين [Salah & Anis Facel][12] لتقدير معلمات عملية شبه التجديد أو العملية الهندسية في حالة توزيع ويبل ، وان هذه الخوارزمية تعتمد على أسلوب التكرار وباستخدام طريقة الإمكان الأعظم في أيجاد القيمة التقديرية لمعلمة ما تجعل من دالة الإمكان أعظم ما يمكن، وتعرف دالة الإمكان بالاتي :

لتكن $t_1,t_2,\ldots,t_n$ مفردات لعينة عشوائية بحجم (n) مسحوبة من مجتمع ما وله دالة كثافة احتمالية معلومة $f(t,\theta)$ ، إذ أن θ هي المعلمة المراد تقديرها ، فان دالة الإمكان الأعظم لـ θ يرمز لها بالرمز $L(\theta)$ ، وهي الدالة الاحتمالية المشتركة وصيغتها العامة هي الصيغة الآتية:

$$L(\theta)= f(t_1;\theta).f(t_2;\theta)\ldots .f(t_n;\theta)$$

$$=\prod_{i=1}^{n} f(t_i;\theta) \qquad \ldots(14)$$

وبتطبيق الصيغة (13) على الصيغة (14) نحصل على

$$L(t_1,t_2,t_3,...,t_n;\theta,a)=\prod_{i=1}^{n} f(t_i/\beta,\eta,a)$$

$$=\frac{\beta^n}{\eta^{n\beta}}\exp\left[-\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{t_i}{\eta a^{i-1}}\right)^{\beta}\right]\prod_{i=1}^{n}\left[\frac{(t_i)^{\beta-1}}{a^{(i-1)\beta}}\right] \qquad ...(15)$$

ولغرض أيجاد التقديرات لكل من المعلمات (η,β,a) ، يجب تحويل الصيغة (15) الى الصيغة الاتيه وذلك بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لطرفيها فنحصل على الأتي:

$$LnL(t_1,t_2,...,t_n;\eta,\beta,a)=nLn(\beta)-n\beta Ln(\eta)-$$

$$\frac{n(n-1)Ln(a)}{2}\beta+(\beta-1)\sum_{i=1}^{n}Ln(t_i)-\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{t_i}{\eta a^{(i-1)}}\right)^{\beta} \qquad ...(16)$$

ولجعل قيمة دالة الإمكان للصيغة (16) أعظم ما يمكن ، فيجب حساب النهايات العظمى لها ، وذلك بأخذ المشتقة الجزئية للصيغة (16) نسبةً إلى η ثم نسبةً لـ β ومن ثم نسبةً لـ **a** ومساواتهم بالصفر فنحصل على الآتي

$$\frac{\partial LnL}{\partial \eta}=\frac{-n\beta}{\eta}+\frac{\beta}{\eta^{(\beta+1)}}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{t_i}{a^{(i-1)}}\right)^{\beta}=0 \qquad ...(17)$$

$$\frac{\partial LnL}{\partial \beta}=\frac{n}{\beta}-n\ln(\eta)-\frac{n(n-1)\ln(a)}{2}+\sum_{i=1}^{n}\ln(t_i)-$$

$$\sum_{i=1}^{n}\ln\left(\frac{t_i}{\eta a^{(i-1)}}\right)\left(\frac{t_i}{\eta a^{(i-1)}}\right)^{\beta}=0 \qquad ...(18)$$

$$\frac{\partial LnL}{\partial a}=\frac{-n(n-1)\beta}{2a}+\sum_{i=1}^{n}\frac{\beta(i-1)}{a}\left(\frac{t_i}{\eta a^{(i-1)}}\right)^{\beta}=0 \qquad ...(19)$$

من الواضح انه من الصعوبة إيجاد الحل التحليلي لنظام المعادلات (17) ،(18) ،(19) ولهذا السبب استخدم الباحثون [Salah& &Anis, Facel] [12] الأسلوب التكراري لحل المعادلات أعلاه ، وكذلك قاموا بتبسيط الحل إلى معادلتين وبمجهولين بدلاً من ثلاثة معادلات وبثلاثة مجاهيل وهو كالآتي :
بافتراض التحويل الآتي :

$$y_i=\frac{t_i}{a^{(i-1)}},\ a^{i-1}\neq 0 \qquad ,i=1,2,...,n$$

فان

$$\hat{\eta}_{mle}=\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}{y_i}^{\beta}\right]^{1/\beta} \qquad ...(20)$$

وبتعويض الصيغة (20) والتي تمثل تقدير للمعلمة η في الصيغ (18) و(19) ينتج

$$\beta=\frac{\sum_{i=1}^{n}{y_i}^{\beta}}{\sum_{i=1}^{n}\left(\ln\left(y_i\right){y_i}^{\beta}\right)-\frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n}{y_i}^{\beta_i}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}\ln\left(y_i\right)\right)} \qquad ...(21)$$

$$\sum_{i=1}^{n}(n-2i+1)t_i^{\beta}a^{(n-i)\beta}=0 \qquad ...(22)$$

وبتعويض الصيغة (20) في الصيغة (16) نحصل على الأتي:

$$LnL(\beta,a)=n\ln(\beta)-n\ln\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}y_i^{\ \beta}\right)-\frac{n(n-1)\ln(a)}{2}\beta+$$

$$(\beta-1)\sum_{i=1}^{n}\ln\left(y_i\right)-n \qquad ...(23)$$

ولجعل قيمة دالة الإمكان الجديدة والتي هي بدلالة المعلمتين (a,β) في الصيغة (23) أعظم ما يمكن، فيجب حساب النهايات العظمى لها ، وذلك بأخذ المشتقة الجزئية للصيغة (23) نسبة الى β ثم نسبةً لـه a ومساواتها بالصفر فنحصل على الأتي:

$$\frac{\partial LnL(\beta,a)}{\partial\beta}=\frac{n}{\beta}+\sum_{i=1}^{n}\ln(y_i)-n\frac{\sum_{i=1}^{n}y_i^{\ \beta}\ln(y_i)}{\sum_{i=1}^{n}y_i^{\ \beta}}=0 \qquad ...(24)$$

$$\frac{\partial LnL(\beta,a)}{\partial a}=-\frac{n(n-1)\beta}{2a}+\frac{n\beta}{a}\frac{\sum_{i=1}^{n}(i-1)y_i^{\beta}}{\sum_{i=1}^{n}y_i^{\beta}} \qquad ...(25)$$

أن حل المعادلتين (24) و(25) هو أيجاد القيمة التقديرية للمعلمتين (a,β) ، وبما أن هذين المعادلتين لا يمكن حلها بالطرائق الاعتيادية لحل المعادلات غير الخطية ، لذلك نلجأ إلى الطرائق العددية لحلها، ومنها طريقة نيوتن – رافسون والصيغة العامة لها كما يأتي[12] :

$$\hat{\beta}_{(K+1)}=\beta_{(k)}-\left(\frac{\partial^2\ln L(\hat{\beta}_{(k)},\hat{a}_{(K)})}{\partial\beta^2}\right)^{-1}.\frac{\partial\ln L(\hat{\beta}_{(k)},\hat{a}_{(K)})}{\partial\beta},K=0,1,2,...$$

بافتراض بالنسبة للمعلمة β

$$\frac{\partial LnL(\beta,a)^2}{\partial \beta^2}=\frac{-n}{\beta^2}-n\frac{\left(\sum_{i=1}^{n}y_i^{\beta}(\ln y_i)^2\right)\left(\sum_{i=1}^{n}y_i^{\beta}\right)-\left(\sum_{i=1}^{n}y_i^{\beta}\ln(y_i)\right)^2}{\left(\sum_{i=1}^{n}y_i^{\beta}\right)^2} \quad ...(26)$$

وبالنسبة للمعلمة a

$$\frac{\partial^2 Ln(\beta,a)}{\partial a^2}=\frac{n(n-1)\beta}{2a^2}-$$

$$\frac{n\beta}{a^2}\frac{\left(\beta\sum_{i=1}^{n}(i-1)^2y_i^{\beta}+\sum_{i=1}^{n}(i-1)y_i^{\beta}\right)\left(\sum_{i=1}^{n}y_i^{\beta}\right)-\beta\left(\sum_{i=1}^{n}(i-1)y_i^{\beta}\right)^2}{\left(\sum_{i=1}^{n}y_i^{\beta}\right)^2} \quad ...(27)$$

7- إستراتيجية تحديد الفترة المثلى للصيانة الوقائية الدورية غير التامه (غير المثاليه)[10,11]:

أن تقدير المدة اللازمة لأجراء فعاليات الصيانة الوقائية غير التامة للمعدة المختارة سيتم وفق أسلوب تحليل بيانات الفشل للماكنة ومن ثم جدولة الصيانة بالاعتماد على نموذج رياضي في التقدير وفي ما يلي عرضاً لتطبيق الأسلوب في عملية التقدير .

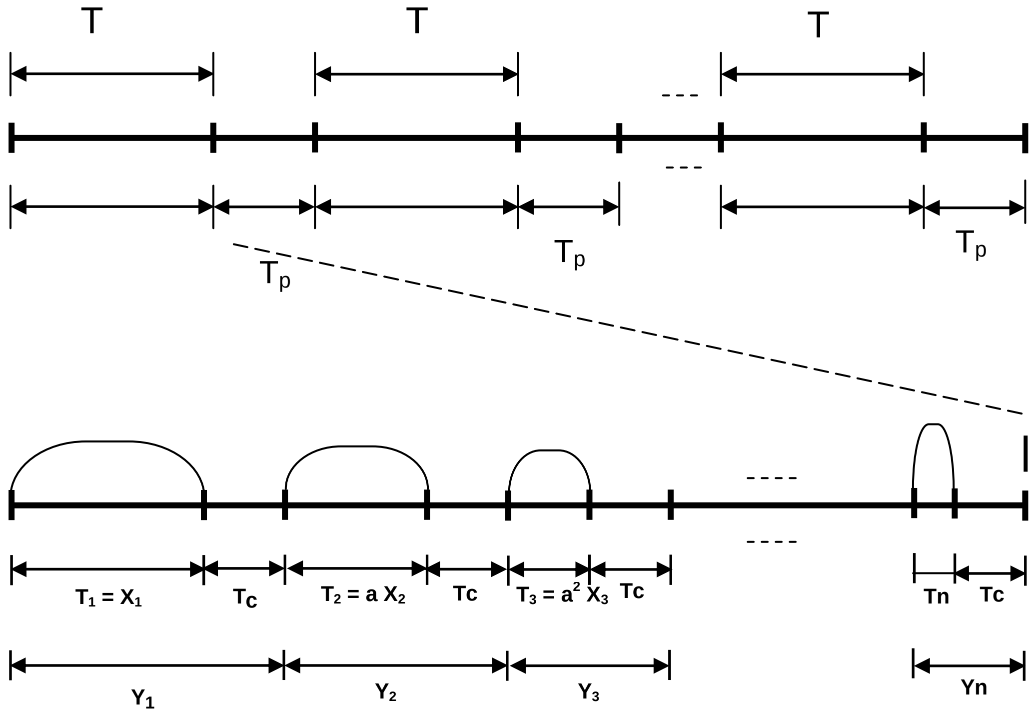
1-7 تقدير الفترة المثلى من خلال دالة الاتاحية (Availability) :

في هذا الجزء من البحث سيتم التطرق إلى وضع إستراتيجية ذات صيغة رياضية لماكنة تخضع لعطلات وتوقفات مفاجئة، وذلك من خلال أنموذج يقوم بتحديد الفترات المثلى للصيانة الوقائية الدورية غير التامة.

إذ يتضمن هذا النموذج ما يأتي:

- **(T_p) : يمثل معدل الفترة التي تستغرقها الصيانة الوقائية غير التامة .**
- **(T_C) : يمثل معدل الفترة التي تستغرقها الصيانة التصحيحية غير التامة .**
- **(T) : يمثل طول الفترة الزمنية بين صيانة وقائية واخرى (متغير القرار).**
- **$Q(T,a)$: تمثل دالة شبه التجديد لعملية شبه التجديد خلال الفترة الزمنية [0,t] .**

أن الهدف من هذا النموذج هو تحديد الفترة المثلى T^* بين صيانة وقائية وأخرى غير تامه من خلال أيجاد امثل اتاحية لنظام مستقر (طاقة تصميمية) والشكل (2) يبين مخطط لهذا النموذج:



يتضح من الشكل رقم (2) أن النظام تجري عليه الصيانة الوقائية غير مثاليه بفترات زمنية متساوية الطول(ساعات،وأيام،وأسابيع) وان T_P هو معدل الفترة التي تستغرقها إجراءات الصيانة الوقائية غير المثاليه عندما يكون النظام عامل (مستقر) وبنفس الوقت هنالك إجراءات للصيانة التصحيحية غير التامة للنظام عند عطله(فشله) حيث أن T_C هي معدل الفترة التي تستغرقها إجراءات الصيانة التصحيحية غير المثاليه .

وبناءاً على ما تقدم وطبقاً لنظرية التجديد الكلاسيكية فان نموذج الاتاحية للنظام المستقر المقترحة من قبل الباحثين[Salah S. ,Anis ch.& facial B.][3,11] والذي يرمز بالرمز SA(T) سيكون كالاتي:

$$SA(T) = 1 - \frac{I(T)}{D(T)} \qquad (28)$$

حيث أن

$I(T)$: يمثل معدل الفترة التي يكون عندها النظام غير جاهز للعمل او متوقف .

$D(T)$: يمثل معدل وقت دورة التجديد (الفترة المتعاقبة بين اعمال الصيانة الوقائية غير التامة).

علماً أن :

$$D(T) = \sum_{i=1}^{\infty} pq^{(i-1)} i(T + T_P), \qquad (29)$$

$$I(T) = \sum_{i=1}^{\infty} pq^{(i-1)} (iT_p + T_C Q(iT, a)), \qquad (30)$$

وبتعويض الصيغ (29) و(30) في الصيغة (28) نحصل على :

$$1 - SA(T) = \frac{\sum_{i=1}^{\infty} pq^{(i-1)} (iT_p + T_C Q(iT, a))}{\sum_{i=1}^{\infty} pq^{(i-1)} i(T + T_P)}$$

وبما ان :

$$\sum_{i=1}^{\infty} q^{(i-1)} i = \left(\frac{1}{1-q} \right)^2 = \frac{1}{p^2}$$

نحصل على

$$SA(T) = 1 - \frac{T_p + p^2 T_C \sum_{i=2}^{\infty} q^{(i-1)} Q(iT, a)}{(T + T_P)} \qquad (31)$$

8- الجانب العملي (تجربة المحاكاة)

8-1 وصف تجربة المحاكاة الخاصة بالبحث

في تجربة المحاكاة جرى توليد عينات بحجوم مختلفة n=10 ,30,50 ، أما القيم الافتراضية لمعلمات التوزيع فكانت $(\eta = 2)$ و $(\beta = 1.5)$ و $(a = 0.7)$ و $(P = 0.5,0.6,0.7,0.8,0.9,1)$ وبالنسبة لتكرار هذه العملية فكان مساوياً إلى 1000 تكرار وذلك للزيادة في الحصول على تجانس عالٍ.

وتم توليد مشاهدات عشوائية تخضع لدالة شبه التجديد لتوزيع ويبل ذي المعلمتين بتطبيق طريقة التحويل المعكوس من خلال مساواة دالة التوزيع التراكمية لدالة شبه التجديد لتوزيع ويبل ذي المعلمتين بقيمة مشاهدة مولدة من قبل الحاسبة تتبع التوزيع المنتظم على الفترة المفتوحة (0,1) كما يأتي :

$$t_i = \left[-\eta a^{i-1} \ln(1-U)\right]^{1/\beta}$$

8-2 تحديد الفترات المثلى لاجراء الصيانة الوقائية الدورية (غير المثاليه) ودالة الاتاحية (Availability Function):

سيتم في هذا الجزء من البحث تحديد الفترات المثلى لأجراء الصيانة الوقائية الدورية غير المثاليه للعينة المختارة للدراسة على وفق الأنموذج الوارد في الصيغة (31) حيث يتم حل هذا النموذج باستخدام الأسلوب العددي (Numerical procedure) أو ما يسمى بطريقة التجربة والخطأ (Trial and error Procedure) للوصول إلى الحل الأمثل بالاعتماد على البرنامج المكتوب بلغة الماتلاب (Matlab Program) ، ومما تجدر إليه الإشارة أن معدل الفترة التي تستغرقها الصيانة الوقائية $T_p = 0.15$ وحدة وقت ومعدل الفترة التي تستغرقها الصيانة التصحيحية $T_c = 0.35$ وحدة وقت علماً أن مقدر معلمات دالة شبه التجديد لتوزيع ويبل ألداخله في حساب دالة الاتاحية هي مقدرات الإمكان الأعظم التكرارية.

8-3 نتائج المحاكاة:

الأتي عرض لنتائج تحديد الفترات المثلى لأجراء الصيانة الوقائية الدورية غير المثاليه للعينات المختارة للدراسة وكما في الجداول الأتي :

جدول رقم(1) يبين الفترة المثلى لأجراء الصيانة الوقائية الدورية غير المثالية(n=10)

قيم الـP	(وحدة وقت)T^*	$SA(T)^*$
1	8.4	0.980
0.9	8	0.979
0.8	7	0.965
0.7	6.5	0.948
0.6	4.5	0.936
0.5	3	0.891

جدول رقم(2) يبين الفترة المثلى لأجراء الصيانة الوقائية الدورية غير المثالية(n=30)

قيم الـP	T^*(وحدة وقت)	$SA(T)^*$
1	14.5	0.978
0.9	14	0.970
0.8	11	0.955
0.7	8	0.938
0.6	6.8	0.906
0.5	5.3	0.870

جدول رقم (3) يبين الفترة المثلى لأجراء الصيانة الوقائية الدورية غير المثالية(n=50)

قيم الـP	T^*(وحدة وقت)	$SA(T)^*$
1	11	0.971
0.9	9.5	0.960
0.8	9	0.954
0.7	7.3	0.951
0.6	7	0.945
0.5	5.3	0.942

4-8 تحليل النتائج

من خلال الجداول أعلاه نلاحظ أن أنشطة الصيانة الوقائية غير المثالية ولحجوم العينات كافة أصبحت أكثر كفاءة بزيادة نسب قيم الـ P أي أن فترات الصيانة الوقائية غي المثالية الـT^* تأخذ بالزيادة وبالتالي زيادة في دالة الاتاحية الى أن تصل الى نقطة الاستقرار عند امثل وقت لأجراء الصيانة الوقائية الدورية غير المثالية والذي هو (8) وحدة وقت عند n=10 و(14)وحدة وقت عند n=30 و (9.5) وحدة وقت عند n=50

9- الاستنتاجات

من خلال تنفيذ تجربة المحاكاة لإيجاد امثل فترة لأجراء الصيانة الوقائية الدورية غير المثاليه والتي تعظم بدورها من اتاحية النظام الإنتاجي حيث تم التوصل إلى النتيجة الآتية:

- من خلال تطبيق أنموذج دالة الاتاحية على العينات المختارة للدراسة نلاحظ أن الفترات المثلى لانجاز عمليات الصيانة الوقائية غير المثالية وحسب قانون (p,q) أكثر كفاءة بزيادة عامل كفاءة نشاط الصيانة الوقائية وهو الـ p (احتمال عودة النظام بعد الصيانة الى الحالة الجيدة كالجديد "as good as new").

10- المصادر

أولا: المصادر العربية

1- العاني، نهى رؤوف،(2000)،"تقدير دالة المعولية لحساب توقيتات الصيانة الوقائية لبعض مكائن معمل بابل -1- في الشركة العامة لصناعة البطاريات" رسالة ماجستير في الإحصاء، كلية الادارة والاقتصاد – جامعة بغداد.

2- ماهود، علاء عبد الرضا(2006)،"تقدير المدة المثلى للصيانة – دراسة تطبيقية في الشركة العامة للصناعات الكهربائية"، رسالة ماجستير في الإحصاء- كلية الادارة والاقتصاد- الجامعة المستنصرية.

ثانياَ:المصادر الأجنبية:-

3-- Barlow R., Proschan F." Mathematical Theory of Reliability", New York, John Wiley & Sons (1965) .

4- H. Wang and H. Pham, “A quasi renewal process and its applications in imperfect maintenance”, Int. J. Systems Science 27 (10), 1055–1062 (1996).

5- H. Wang and H. Pham, "Reliability and Optimal Maintenance", Springer, New York, (2006).

6- Lam,Y., "Geometric Process and Its Applications", Publisher: World Scientific Publishing, (2007) .

7-Lam, Y., "Nonparametric inference for geometric processes", commun. Statist. Theory Math. 21, P.2083-2105,(1992).

8-Lam Y.,Chan S. K.," Statistical inference for geometric processes with lognormal distribution", Computational Statistics & Data Analysis, Vol. 27, pp. 99-112,(1998).

9-Myung I.-J., “Tutorial on maximum likelihood estimation”, Journal of Mathematical Psychology, vol. 47, p. 90–100(2002).

10-Pham H. & Wang H., " Imperfect maintenance", European Journal of Operational Research, Vol.94,pp. 425–38,(1996).

11-S.Samet, A.Chelbi & F.B. Hmida, "Repairable System Availability Optimization Under Imperfect maintenance",Bulletin of The Polish Academy of Sciences & Technical Sciences,vol.57, No.3,(2009).

12-S.Samet, A.Chelbi & F.B.Hmida, "Estimation itérative des paramètres d’un processus de quasi-renouvellement Cas d’une distribution de Weibull" Journal européen des systèmes automatisés. Volume X – n° x/année, pages 1 à X(2010) (in French).