

خاصيتين تصادفيتين للوحات سيطرة الـ EWMA من جانب واحد

م. د. جنان عباس ناصر
معهد الإدارة/ الرصافة

Abstract

This study, establishes two stochastic monotonicity results concerning the run length of an upper one –sided Exponentially Weighted Moving Average (EWMA) control charts, based on the logarithm of the sample variance, for monitoring a process standard deviation, these properties cast interesting light on the control chart performance, and their extension to other one –sided EWMA control charts.

الخلاصة

هذا البحث يقيم نتيجتين تصادفيتين مرتببة متعلقة بطول التشغيل للوحة سيطرة المتوسط المتحرك الموزون اسيا (EWMA) من جانب واحد الاعلى، مستندة على اللوغاريتم لتباين العينة، لمراقبة الانحراف المعياري للعملية. تلك الخاصيتين تهتم بتسليط الضوء على اداء لوحة السيطرة، وامتداد تلك الخاصيتين للوحات سيطرة اخرى مثل الـ EWMA من الجانب الاعلى.

1. المقدمة

للكشف عن التزايد في الانحراف المعياري لعملية انتاجية، عندما يكون المتغير تحت السيطرة يتبع التوزيع الطبيعي، يمكن استخدام لوحة الانحراف المعياري لشيوارت من جانب واحد - σ . بالاعتماد على احصاءة التباين للعينة

$$S_N^2 = \sum_{i=1}^n (X_{iN} - \bar{X})^2 / (n-1)$$

عندما يكون S_N^2 يمثل تباين العينة (N^{th}). اما حدود السيطرة فهي

$$C_{\text{Shew}} = [LCL_{\text{Shew}}, UCL_{\text{Shew}}]$$

$$C_{\text{Shew}} = [0, \gamma_{\text{Shew}} \times \sigma_0^2 / (n-1)] \dots (1)$$



وان γ_{Shew} تكون قيمة موجبة وثابتة، يتم اختيارها بالطريقة التي تعطي قيمة كبيرة لمتوسط طول التشغيل (ARL) عندما تكون العملية تحت السيطرة وتعطي قيمة صغيرة لـ ARL عندما تكون العملية خارج السيطرة، اما قيمة σ_0 فتتمثل قيمة الانحراف المعياري عند مستوى محدد او قيمة معلومة من البيانات السابقة لعملية تحت السيطرة. حيث ان $\theta \geq 1, \sigma = \theta \times \sigma_0$ ، وتحصل اشارة الخروج عن السيطرة عندما تأخذ العينة (N^{th}) الاحتمال

$$P[S_N^2 \notin C_{Shew} / \sigma = \theta \times \sigma_0] = 1 - F_{X^2_{(n-1)}}(\gamma_{Shew} / \theta^2), \theta \geq 1 \quad \dots(2)$$

$F_{X^2_{(v)}}$ تمثل دالة التوزيع التجميعية للمتغير العشوائي الذي يتبع توزيع مربع كاي بدرجة حرية (v)، و $RL_{Shew}(\theta)$ يمثل طول التشغيل ويتبع التوزيع الهندسي. ولهذا، فان دالة البقاء (survival function) لطول التشغيل $RL_{Shew}(\theta)$ تكون وفق الصيغة الاتية

$$\bar{F}_{RLshew}(\theta) = I_{(-\infty, 1)}(s) + [F_{X^2_{(n-1)}}(\gamma_{Shew} / \theta^2)]^{[s]} \times I_{[1, \infty)}(s) \quad \dots(3)$$

حيث ان [s] تمثل عدد صحيح وهي جزء من القيم لحدود s التي تأخذ القيم ($1, \infty$).

وتكون $\bar{F}_{RLshew}(\theta)$ دالة غيرمتزايدة بـ θ ، إذ ان المتغير العشوائي X يكون تصادفيا أكبر من

$$Y \geq st \text{ (X Y) إذا تحقق دوال بقائها } \bar{F}_X(X) \geq \bar{F}_Y(y) \text{ ، ولذا اكبرتزايد في الانحراف المعياري للعملية، يعطي اصغر عدد}$$

$$\dots (\theta' < \theta \text{ } RL_{Shew}(\theta') \geq st \text{ } 1 \leq RL_{Shew}(\theta) \geq st \text{ } 4)$$

اي ان طول التشغيل يتناقص تصادفيا مع قيمة θ ، لذا اكبرتزايد في الانحراف المعياري للعملية، يعطي اصغر عدد من العينات المأخوذة لحين الكشف عن ذلك التغير، وهي نتيجة متوقعة وتتابع مباشر في حالة التعامل مع الاختبار الاكثر قوة بانتظام لـ σ . وعليه فان هدف البحث ان نقدم برهان النتيجة التصادفية في الصيغة (4)، التي تكون بديهية وتتضمن بان

$$< \theta \text{ } ARL_{Shew}(\theta') \geq st \text{ } 1 \leq ARL_{Shew}(\theta) \geq st \text{ } \theta' \dots (5)$$

وذلك بتعميم النتيجة اعلاه في الصيغة (4)، التي تتضمن الصيغة (5) للوحة السيطرة ال EWMA من جانب واحد الاعلى لـ σ (التوزيع الطبيعي) ولـ δ (لتوزيع Weibull min)، ثم الاستدلال التصادفي بوضع قيمة بداية اخرى لكلا اللوحين التي تؤدي الى خاصية تصادفية رتيبة اخرى.



2. لوحة ال EWMA من جانب واحد الأعلى لـ σ

ان حدود السيطرة واحصاء ال EWMA المستخدمة لمراقبة الانحراف المعياري للعينة عند اوقات متعاقبة عددها N تكون وفق الصيغة التالية

$$C_{EWMA} = (LCL_{EWMA}, UCL_{EWMA}]$$

$$C_{EWMA} = (-\infty, \ln(\sigma_0^2) + \gamma_{EWMA} \times \sqrt{\{\lambda \times \psi'[(n-1)/2]\}/(2-\lambda)}] \quad \dots(6)$$

$$W_N = W_0, \quad N=0$$

$$W_N = (1-\lambda) \times \max \{ \ln(\sigma_0^2), W_{N-1} \} + \lambda \times \ln(S_N^2), \quad N=1,2,3,\dots \quad \dots(7)$$

وان γ_{EWMA} تكون قيمة موجبة وثابتة اكبر من الصفر ان $\gamma_{EWMA}(0, \infty)$ ، أما λ فهي قيمة ثابتة التنعيم وقيمتها $(0 < \lambda \leq 1)$ وتمثل الوزن المعطى للمشاهدة الاكثرداة. ويتم اختيار قيم λ و γ_{EWMA} من قبل الباحث لتعطي خصائص طول التشغيل المرغوب بها لكلا الحالتين تحت وخارج السيطرة. وتمثل ψ الدالة trigamma، W_0 تمثل القيمة الاولى المعطاة لاحصاء ال EWMA، التي تكون في حدود السيطرة C_{EWMA} ، فإذا كانت قيمة W_0 اكبر من $\ln(\sigma_0^2)$ اعطت بداية اخرى للوحة السيطرة. وكما نلاحظ توجد فروق ضئيلة بين حدود السيطرة واحصاء الاختبار في (6) و(7) والمقترحة من قبل Crowder و Hamilton عام 1992 واستخدمت من قبل Gan عام 1995. وبين حدود السيطرة واحصاء الاختبار المعرفة وفق الصيغة التالية

$$C_{EWMA}^* = [\ln(\sigma_0^2), \ln(\sigma_0^2) + \gamma_{EWMA} \times \sqrt{\{\lambda \times \psi'[(n-1)/2]\}/(2-\lambda)}] \quad \dots(8)$$

$$W_N^* = \ln \sigma_0^2, \quad N=0$$

$$W_N^* = \max \{ \ln(\sigma_0^2), \lambda \times \ln(S_N^2) \} + (1-\lambda) \times W_{N-1}^*, \quad N=1,2,3,\dots \quad \dots(9)$$

ان الاحصاء W_N^* لا تسمح بوجود قيمة بداية اخرى، وتضع مباشرة قيمة اي مشاهدة للاحصاء ادنى من قيمة $\ln(\sigma_0^2)$ مساوية للقيمة $\ln(\sigma_0^2)$. وان W_N ليست لها الخاصية المتقدم ذكرها للاحصاء W_N^* ، لكن يبدووا انها اكثر ملائمة في تقييم خصائص لوحة السيطرة ال EWMA باستخدام الاسلوب الماركوفي (the markovian approach)، علاوة على ذلك، فان قيم الاحصاء W_N يمكن ان تكون ضمن الفترة $(-\infty, \ln(\sigma_0^2))$ والتي توضح الفرق بين حدود السيطرة المعرفة في الصيغتين (6) و (8).

3. الاسلوب الماركوفي

تكون الميزة الاساسية لهذا الاسلوب بتشخيص الحالات ومصفوفة الاحتمال الانتقالية لسلسلة ماركوف المتقطعة التي تقرب للاستمرارية المشتركة مع احصاء ال EWMA. في التطبيق للاسلوب المتقدم ذكره، نفترض الحالات الانتقالية الاتية

$$E_i = (e_i, e_{i+1}], \quad i=1,2,\dots,v-1; \quad \dots(10)$$



وتكون الحدود لتلك الحالات

$$e_1 = -\infty \quad , \quad e_2 = \ln(\sigma_0^2) \quad \dots(11)$$

$$e_{i+1} = e_i + \Delta = \ln(\sigma_0^2) + (i-1)\Delta, \quad i = 2, 3, \dots, v-1 \quad \dots(12)$$

اذ ان $\Delta = \gamma_{EWMA} \times \sqrt{\{\lambda \times \psi'[(n-1)/2]\} / (2-\lambda)} / (v-2)$ ، واخيرا الحالة المنتهية (absorbing state) لسلسلة ماركوف تكون طبقا لـ $E_v = [UCL_{EWMA}, +\infty)$. اما مصفوفة الاحتمال الانتقالية للسلسلة، مثلت بصيغة مجزأة، وكما يأتي

$$Q(\theta) = \begin{bmatrix} \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \frac{[I - Q(\theta)] \times \mathbf{1}}{\mathbf{1}} \end{bmatrix} \quad \dots (13)$$

حيث ان I مصفوفة الوحدة ذات رتبة $(v-1) \times (v-1)$ ، متجة ذو رتبة $(1 \times v-1)$ ، $\mathbf{1}$ متجة ذو رتبة $(v-1 \times 1)$ تكون قيمة كل عنصر من عناصره مساوية للواحد، $\mathbf{1}$ يمثل احتمال البقاء ضمن الحالة المنتهية. والمصفوفة $Q(\theta)$ ذات رتبة $(v-1 \times v-1)$ ومدخلاتها تعطى وفق الصيغة التالية:

$$q_{1j}(\theta) = p(W_N \in E_j / W_{N-1} \in E_1, \theta) \quad , \quad j = 1, 2, \dots, v-1 \quad \dots(14)$$

$$q_{ij}(\theta) = p(W_N \in E_j / W_{N-1} = (e_1 + e_{i+1})/2, \theta), \quad i = 2, \dots, v-1, j = 1, 2, \dots, v-1 \quad \dots(15)$$

4. خاصيتين اساسية لمصفوفة $Q(\theta)$

المدخلات لمصفوفة $Q(\theta)$ يمكن ان تكتب بصيغة اخرى^١ وكماياتي

$$q_{ij}(\theta) = a_{ij}(\theta) - a_{ij-1}(\theta) \quad , \quad i, j = 1, 2, \dots, v-1 \quad \dots(16)$$

عندما

$$a_{i0}(\theta) = 0 \quad , \quad i = 1, 2, \dots, v-1 \quad ; \quad \dots(17)$$

$$a_{1j}(\theta) = F_{x_{(n-1)}^2} \{ [(n-1) / \theta^2] \times \exp[(j-1)\Delta / \lambda] \} \quad j = 1, 2, \dots, v-1; \quad \dots(18)$$

$$a_{ij}(\theta) = F_{x_{(n-1)}^2} \{ [(n-1) / \theta^2] \times \exp[(j-1) - (1-\lambda)(i-3/2)\Delta / \lambda] \}$$

$$i = 2, 3, \dots, v-1; j = 1, 2, \dots, v-1, \dots(19)$$

^١ لمزيد من التفاصيل أنظر المصدر رقم (١) .



وهكذا فان

$$a_{i_{v-1}}(\theta) = \sum_{j=1}^{v-1} q_{ij}(\theta) \quad , \quad i=1,2,\dots,v-1 \quad \dots(20)$$

و تمتلك $a_{ij}(\theta)$ الخصائص الاتية

$$da_{ij}(\theta) / d\theta \leq 0 \quad ; \quad i, j=1,2,\dots,v-1; \quad \dots(21)$$

$$a_{ij-1}(\theta) < a_{ij}(\theta) \quad ; \quad i, j=1,2,\dots,v-1; \quad \dots(22)$$

$$a_{ij}(\theta) > a_{i+1j}(\theta) \quad ; \quad i=1,2,\dots,v-2; \quad j=1,2,\dots,v-1; \quad \dots(23)$$

بسبب تلك الخصائص الثلاثة المتقدم ذكرها اعلاه، فان المصفوفة $Q(\theta)$ تمتلك ميزتين خاصة.

$$e'_i \times (d[Q(\theta)]^{[s]} / d\theta) \times \underline{1} \leq e'_i \times \{ (d[Q(\theta)]^{[s-1]} / d\theta) \times Q(\theta) \} \times \underline{1} \leq 0 \quad i=1,2,\dots,v-1, s=1, 2, \quad (24)$$

$$e'_i \times [Q(\theta)]^{[s]} \times \underline{1} > e'_j \times [Q(\theta)]^{[s]} \times \underline{1} \quad ; \quad 1 \leq i < j \leq v-1 \quad ; \quad s=1,2,\dots,v-1 \quad ; \quad \theta \geq 1 \quad \dots(25)$$

حيث ان e'_i يمثل المتجه (i^{th}) من الـ **orthonormal basis** لـ R^{v-1} .

للمتباينة في الصيغة (24) يتبع مباشرة ماياتي من الصيغة (21)

$$e'_i \times (d[Q(\theta)]^{[s]} / d\theta) \times \underline{1} = e'_i \times \{ (d[Q(\theta)]^{[s-1]} / d\theta) \times Q(\theta) \} \times \underline{1} + \sum_{j=1}^{v-1} [q_{ij}^{(s-1)}(\theta) \times \{ da_{jv-1}(\theta) / d\theta \}]$$

$$\leq \sum_{j=1}^{v-1} [\{ d q_{ij}^{(s-1)}(\theta) / d\theta \} \times a_{jv-1}(\theta)] \quad i=1, 2, \dots, v-1; s=1,2,\dots \quad \dots(26)$$

ولنبرهن بان الحد الايمن من الصيغة (26) يكون مقدار غير موجب (**non-positive**)، يجب البرهنة بالاستنتاج الرياضي بأن

$$\sum_{l=1}^{v-1} [\{ d q_{il}^{(s-1)}(\theta) / d\theta \} \times a_{lj}(\theta)] \leq 0 \quad \dots(27)$$

لـ $i, j=1,2, \dots, v-1; s=1, 2, \dots$

تكون المتباينة (27) صحيحة بوضوح لـ $s=1$ ، $i, j=1,2, \dots, v-1$ ، وباستخدام النتيجة (21) و(23)، يمكن بسهولة ان نبين بان المتباينة (27) لاتزال صحيحة لـ $s=2$ و $i, j=1,2, \dots, v-1$

$$\sum_{l=1}^{v-1} [(dq_{il}^{(2-1)}(\theta) / d\theta) \times a_{lj}(\theta)] = \sum_{l=1}^{v-1} [(da_{il}(\theta) / d\theta) \times a_{lj}(\theta)] - \sum_{l=2}^{v-1} [(da_{i,l-1}(\theta) / d\theta) \times a_{lj}(\theta)]$$

$$= \sum_{l=1}^{v-2} \{ (da_{il}(\theta) / d\theta) \times [a_{lj}(\theta) - a_{l+1j}(\theta)] \} + [(da_{iv-1}(\theta) / d\theta) \times a_{v-1j}(\theta)] \quad \dots(28)$$



الان نعرف بان المتباينة (27) تكون صحيحة لـ $s-1$ و $i, j=1, 2, \dots, v-1$ يتبع ذلك

$$\begin{aligned} \sum_{l=1}^{v-1} [(dq_{il}^{(s)}(\theta)/d\theta) \times a_{lj}(\theta)] &= \sum_{l=1}^{v-1} \{ (d/d\theta) [\sum_{m=1}^{v-1} q_{im}^{(s-1)}(\theta) q_{ml}(\theta)] \times a_{lj}(\theta) \} \\ &= \sum_{m=1}^{v-1} \sum_{l=1}^{v-1} \{ [(dq_{im}^{(s-1)}(\theta)/d\theta) \times a_{ml}(\theta) + q_{im}^{(s-1)}(\theta) \times (da_{ml}(\theta)/d\theta)] \times a_{lj}(\theta) \} \\ &\quad - \sum_{m=1}^{v-1} \sum_{l=1}^{v-1} \{ [(dq_{im}^{(s-1)}(\theta)/d\theta) \times a_{ml-1}(\theta) + q_{im}^{(s-1)}(\theta) \times (da_{ml-1}(\theta)/d\theta)] \times a_{lj}(\theta) \} \\ &= \sum_{m=1}^{v-1} \sum_{l=1}^{v-2} \{ [(dq_{im}^{(s-1)}(\theta)/d\theta) \times a_{ml}(\theta) + q_{im}^{(s-1)}(\theta) \times (da_{ml}(\theta)/d\theta)] \times [a_{lj}(\theta) - a_{l+1j}(\theta)] \} \\ &\quad + a_{v-1j}(\theta) \times \sum_{m=1}^{v-1} [(dq_{im}^{(s-1)}(\theta)/d\theta) \times a_{mv-1}(\theta) + q_{im}^{(s-1)}(\theta) \times (da_{mv-1}(\theta)/d\theta)] \\ &\leq \sum_{m=1}^{v-1} \sum_{l=1}^{v-2} \{ (dq_{im}^{(s-1)}(\theta)/d\theta) \times a_{ml}(\theta) \times [a_{lj}(\theta) - a_{l+1j}(\theta)] \} \\ &= \sum_{l=1}^{v-2} \{ [a_{lj}(\theta) - a_{l+1j}(\theta)] \times \sum_{m=1}^{v-1} [(dq_{im}^{(s-1)}(\theta)/d\theta) \times a_{ml}(\theta)] \} \leq 0 \dots (29) \end{aligned}$$

لـ $i, j=1, 2, \dots, v-1$ وهكذا فان $[Q(\theta)]^{[s]} \times \underline{1}$ تكون في الحقيقة دالة متناقصة لـ θ لكل $s=1, 2, \dots$ و $i=1, 2, \dots, v-1$.

اما برهان نتيجة (25) فانه يتطلب ايضا استخدام الاستنتاج الرياضي وكما ياتي لنفرض $s=1$, $1 \leq i < j \leq v-1$, $\theta \geq 1$, ثم

$$e'_i \times [Q(\theta)] \times \underline{1} = a_{iv-1} > a_{jv-1} = e'_j \times [Q(\theta)] \times \underline{1} \dots (30)$$

بافتراض ان المتباينة (25) تكون صحيحة لـ $s-1$, $1 \leq i < j \leq v-1$, $\theta \geq 1$, يتبع ذلك

$$e'_i \times [Q(\theta)]^{[s]} \times \underline{1} = \sum_{m=1}^{v-1} \sum_{l=1}^{v-1} q_{il}^{(s-1)}(\theta) \times q_{lm}(\theta) > \sum_{m=1}^{v-1} \sum_{l=1}^{v-1} q_{jl}^{(s-1)}(\theta) \times q_{lm}(\theta) = e'_j \times [Q(\theta)]^{[s]} \times \underline{1}$$

... (31)

لـ $1 \leq i < j \leq v-1$ و $\theta \geq 1$. لهذا السبب فان $[Q(\theta)]^{[s]} \times \underline{1}$ تكون دالة متناقصة للحالة الانتقالية الاولى i .



5. الرتبة التصادفية في θ

نفرض $RL_{EWMA}^i(\theta)$ يمثل طول التشغيل للوحة ال EWMA من الجانب الاعلى لـ σ مشروطة بـ θ ، وان القيمة الاوليـة للاحصاءة W_0 تعود الى الحالة الانتقالية E_i , $i=1,2,\dots,v-1$ ، وان $RL_{EWMA}^i(\theta)$ له دالة بقاء تكون وفق الصيغة التالية:

$$\bar{F}_{RL_{EWMA}^i}(\theta) = I_{(-\infty,1)}(s) + e_i' [Q(\theta)]^{[s]} \times I_{[1,\infty)}(s) \quad \dots(32)$$

ومن الصيغة (24) يمكن الاستنتاج بأن طول التشغيل يكون دالة متناقصة بـ θ . لهذا فان

$$RL_{EWMA}^i(\theta) \geq_{st} RL_{EWMA}^i(\theta'), \quad 1 \leq \theta < \theta', \quad i=1, 2, v-1 \quad \dots (33)$$

يكون ذلك، تزايد تصادفي في قابلية لوحة السيطرة لكشف عن تزايد في σ ، وان هذا التغير يصبح اكثر حدة.

هذه النتيجة التصادفية تكون متوقعة بطريقة ما، لانه يوجد بعض التشابه بين دوال البقاء لـ RL_{Shew}^i

و RL_{EWMA}^i . وبالتتابع من الصيغة (33) فان دوال متوسط طول التشغيل تحقق ماياتي

$$, \quad i=1,2,\dots,v-1 \quad \dots (34)$$

$$ARL_{EWMA}^i(\theta) \geq_{st} ARL_{EWMA}^i(\theta'), \quad 1 \leq \theta < \theta'$$

ويحسب $ARL_{EWMA}^i(\theta)$ وفق الصيغة ادناه

$$ARL_{EWMA}^i(\theta) = ERL_{EWMA}^i(\theta) = e_i' \times [I - Q(\theta)]^{-1} \mathbf{1}$$

6. الاستدلال التصادفي لتبني بداية اخرى (A head start)

برهنت النتيجة في الصيغة (25) في المبحث 4، وتتضمن بان $\bar{F}_{RL_{EWMA}^i}(\theta)$ دالة متناقصة بـ

(i) لاية قيم ثابتة لـ θ و s . وهكذا فان

$$RL_{EWMA}^i(\theta) \geq_{st} RL_{EWMA}^j(\theta'), \quad 1 \leq i < j \leq v-1, \quad \theta \geq 1 \quad \dots(35)$$

$$ARL_{EWMA}^i(\theta) > ARL_{EWMA}^j(\theta'), \quad 1 \leq i < j \leq v-1, \quad \theta \geq 1 \quad \dots(36)$$

المتباينة في الصيغة (35) لها معنى مهم - ان اعطاء بداية اخرى لتلك اللوحة سيؤدي الى تناقص تصادفي في طول تشغيله. وهكذا، سيكون على الارجح لحدوث أذارات زائفة، وسيتناقص العدد للعينات المفحوصة لحين الكشف عن تزايد في σ سيكون مخفض تصادفيا.

7. امتداد الخصائص التصادفية تلك للوحات سيطرة اخرى

للوحة سيطرة ال EWMA من جانب واحد الاعلى بدون استخدام ميزة اعادة بداية (restart)، فان مصفوفة ال $Q(\theta)$ لها خصائص مشابهة للصيغ (24)، (25)، وهكذا فان برهان النتيجة الرتبوية تصادفيا مبرهن هنا. فعلى سبيل المثال للوحة ال EWMA من جانب واحد الاعلى لمعلمة القياس (δ) لخاصية النوعية مع توزيع ويبيل (Weibull \min ($\eta = \text{location}$, $\delta = \text{scale}$, $\alpha = \text{shape}$)). تكون حدود السيطرة واحصاءة الاختبار لتلك اللوحة كما ياتي



$$C_{EWMA} = (-\infty, \ln(\delta_0^\alpha) + \gamma_{EWMA} \times \sqrt{\{\lambda \times \psi'(n)\} / (2-\lambda)}] \quad \dots(37)$$

$$W_N = W_0, \quad N=0$$

$$W_N = (1-\lambda) \times \max \{ \ln(\delta_0^\alpha), W_{N-1} \} + \lambda \times \ln(T_N^\alpha), \quad N=1,2,3,\dots \quad \dots(38)$$

أذن $T_N^\alpha = [\sum_{m=1}^{v-1} (X_{iN} - \eta)^\alpha / n]^{1/\alpha}$ يكون مقدر الامكان الاعظم لمعلمة القياس.

لـ $\theta = \delta / \delta_0, \theta \geq 1$ ، تكون المصفوفة $Q(\theta)$ وفق الصيغة (16) مع قيم $a_{ij}(\theta)$ المبينة في الصيغ ادناه

$$a_{i0}(\theta) = 0, \quad i=1,2,\dots,v-1; \quad \dots(39)$$

$$a_{1j}(\theta) = F_{x(2n)}^2 \{ [(2n) / \theta^\alpha] \times \exp [(j-1)\Delta / \lambda] \} \quad j=1,2,\dots,v-1; \quad \dots(40)$$

$$a_{ij}(\theta) = F_{x(2n)}^2 \{ [(2n) / \theta^\alpha] \times \exp [(j-1) - (1-\lambda)(i-3/2)\Delta / \lambda] \}$$

$$i=2,3,\dots,v-1; j=1,2,\dots,v-1, \dots(41)$$

لان تلك القيم لـ $a_{ij}(\theta)$ تحقق الصيغ (21) الى (23)، فان طول تشغيل اللوحة يتناقص تصادفيا بـ θ والحالة الانتقالية الاولية i .

8. الجانب التطبيقي

يتضمن هذا المبحث عرض الاساليب التي يتم من خلالها تسليط الضوء على اداء لوحات سيطرة ال EWMA من جانب واحد الاعلى لـ σ (التوزيع الطبيعي) ولـ δ (لتوزيع Weibull min)، بدون استخدام ميزة اعادة بداية من خلال تطبيق الخصائص التصادفية المتقدم ذكرها في الجانب النظري. اما البيانات المعتمدة للتوزيع الطبيعي، فقد كانت القراءات لمتوسط فولتية الدائرة المفتوحة للبطارية الجافة من النوع 2G- من نتائج تجربة مقامة لهذا الغرض في المنشأة العامة لصناعة البطاريات الجافة. اذ تعتبر فولتية الدائرة المفتوحة عامل حاسم في تحديد جودة البطارية. فقد تم اجراء اختبار التوزيع الطبيعي لمنة قراءة لفولتية الدائرة المفتوحة للبيانات المتوفرة في قسم السيطرة على النوعية بهدف تحديد قيمة متوسط الفولتية و الانحراف معياري ضمن الحدود المسموح بها وقد كانت $\mu_0 = 1650$ بانحراف معياري مساوي للواحد ($\sigma_0 = 1$). ثم تم سحب خمسة بطاريات في كل وقت ولفرة خمسة وعشرين يوم عمل فعلي لتسجيل فولتية الدائرة المفتوحة. اما لتوزيع Weibull min فقد تم افتراض ان قيمة معلمة القياس مساوية للواحد ($\delta_0^\alpha = 1$) وعندما تكون $\alpha = 1,2,3$. بهدف توضيح وتعميم تلك الخصائص التصادفية المتقدم ذكرها لتلك اللوحة والمبينة في الجانب النظري.



8.1 لوحات سيطرة شيوارت وال EWMA من جانب واحد الاعلى لـ σ

لغرض المقارنة بين اداء لوحة شيوارت ولوحة ال EWMA من الجانب الاعلى لـ σ (التوزيع الطبيعي)، وتوضيح الفرق في احتساب قيم احصاءة S_N^2 و W_N و W_N^* لفولتية الدائرة المفتوحة للبطارية 2G عندما تكون $\gamma_{Shew} = 16.891$ و $\lambda = 0.1$ و $\gamma_{EWMA} = 1.5$ و $n=5$ و $N=25$. اذ ان $W_0 = \ln \sigma_0^2$. فقد حسبت قيم حدود السيطرة للوحة شيوارت وفق الصيغة (1) تكون مساوية لـ $C_{Shew} = [0, 4.24525]$ ، اما قيم حدود السيطرة للوحة ال EWMA وفق الصيغتين (6) و (8) فهي $C_{EWMA} = (-\infty, 0.2764]$ و $C_{EWMA}^* = [0, 0.2764]$ وعلى التوالي. وكذلك تم حساب قيم احصاءة الاختبار للوحات الثلاثة المتقدم ذكرها، فقد تم حساب تباين العينة ولكل وقت للوحة شيوارت، ثم استخدمت الصيغ (7) و (9) لحساب قيم احصاءة ال EWMA. وقد لخصت قيم الاحصاءة للوحات الثلاثة لاول عشرة قيم في الجدول (1).

جدول (1) يبين قيم احصاءة S_N^2 و W_N و W_N^* لفولتية الدائرة المفتوحة للبطارية الجافة 2G لاول

عشرة قيم عندما تكون $\gamma_{Shew} = 16.891$ و $\lambda = 0.1$ و $\gamma_{EWMA} = 1.5$.

N	S_N^2	W_N	W_N^*
١	٠.١٢٠	-0.21203	.
٢	١.٩٣٥	0.06601	0.06601
٣	١.٩٦٧	0.12706	0.12706
٤	٢.٢٠٣	0.19334	0.19334
٥	٢.٤٥١	0.26365	0.26365
٦	١.٨٥٧	0.29918	0.29918
٧	١.٣٧٣	0.30096	0.30096
٨	١.٠٦٣	0.27698	0.27698
٩	٢.٠١١	0.31914	0.31914
١٠	٠.٧٦١	0.25992	0.25992

نلاحظ ان احصاءة W_N^* لاتسمح بوجود قيمة بداية اخرى وتضع قيمة المشاهدة التي تكون ادنى من قيمة $(\ln \sigma_0^2)$ مساوية لقيمة $(\ln \sigma_0^2)$. وباستخدام ال Matlab فقد رسمت اللوحات الثلاثة المتقدم ذكرها، انظر الاشكال (1-1,2,3) في الملحق. اذ نلاحظ في كلا لوحتين ال EWMA في الشكلين (1.2) و (1.3) وجود إشارة الخروج عن السيطرة الاحصائية عند المشاهدة السادسة، في حين لا تعطي لوحة شيوارت إشارة الخروج عن السيطرة انظر الشكل (1.1). مما يعني ان اداء لوحة ال EWMA يكون اكثر فاعلية منه للوحة شيوارت للكشف عن التزايد في الانحراف المعياري للعملية تحت السيطرة .

8.2 الاسلوب الماركوفي للوحة ال EWMA من جانب واحد الاعلى لـ σ

اولا : في هذا المبحث تم حساب الصيغ (33) و (34) المتقدم ذكرها في المبحث (5) والمتعلقة بقيم دالة البقاء لطول التشغيل ومتوسطه وعلى التوالي وبالاعتماد على الصيغ في المبحث (3,4). عندما تكون $n=5$ ، $\gamma_{EWMA} = 1.5$ ، $\lambda = 0.1$ ، وقيم θ في المدى [1-2]، بافتراض ان عدد الحالات تحت السيطرة $v-1=51$ ، $W_0 = \ln \sigma_0^2$ تعني $(i=1)$ و $(\sigma_0 = 1)$ مع العلم بان اداء تلك اللوحة لا يعتمد على قيمة σ_0 كما مبين في الصيغ (18) و (19) ويمكن عموما استخدام اية قيمة لـ σ_0 .

فقد تم حساب قيم دالة البقاء $RL_{EWMA}^1(\theta)$ لبعض من قيم S ، قيمة $ARL_{EWMA}^1(\theta)$ ولقيم θ في المدى [1-2]. باستخدام برنامج كتب بلغة الـ Matlab، وقد لخصت النتائج في الجدول (2). نلاحظ ان قيم متوسط طول التشغيل تتناقص تصادفياً بزيادة مستوى الانحراف المعياري (بزيادة θ). أنظر قيمة الاحتمال في الخلايا المضللة، والتي تمثل احتمال اخذ عينات اكثر من $s = [ARL_{EWMA}^1(\theta)]$ لحين اعطاء اشارة الخروج عن السيطرة لا يتجاوز 50% لكل الحالات المفترضة، ويوجد فرق ضئيل عن $\bar{F}_{Geometric}(1/ARL_{EWMA}^1(\theta))$. ومع ذلك الرسم ثلاثي الابعاد لدالة البقاء

لـ $RL_{EWMA}^1(\theta)$ في الشكل (2) في الملحق، يبين السلوك لهذا المتغير العشوائي، بعكس $RL_{Shew}^1(\theta)$ الذي يكون بوضوح لا يتبع التوزيع الهندسي خاصة لحالات الخروج عن السيطرة.

جدول (2) يبين قيم دالة البقاء لطول التشغيل $RL_{EWMA}^1(\theta)$ التشغيل لبعض من قيم S لقيمة $ARL_{EWMA}^1(\theta)$ عندما تكون $\lambda = 0.1$ و $\gamma_{EWMA} = 1.5$ ولكل قيم θ المفترضة.*

θ	$ARL_{EWMA}^1(\theta)$	$s = [ARL_{EWMA}^1(\theta)]$									
		1	3	4	5	7	9	13	24	69	458
1.0	441.210	1.000	1.000	0.999	0.998	0.994	0.990	0.981	0.957	0.863	0.354
1.1	71.381	1.000	0.998	0.992	0.983	0.960	0.934	0.880	0.746	0.379	0.001
1.2	24.932	1.000	0.988	0.965	0.934	0.860	0.784	0.647	0.378	0.042	
1.3	13.337	1.000	0.963	0.905	0.834	0.789	0.561	0.368	0.114	0.001	
1.4	8.916	1.000	0.914	0.807	0.692	0.491	0.342	0.164	0.022		
1.5	6.733	1.000	0.841	0.682	0.534	0.314	0.181	0.060	0.003		
1.6	5.466	1.000	0.748	0.548	0.386	0.184	0.086	0.019			
1.7	4.648	1.000	0.646	0.423	0.265	0.101	0.038	0.005			
1.8	4.079	0.999	0.542	0.314	0.175	0.052	0.015	0.001			
1.9	3.663	0.999	0.444	0.227	0.112	0.026	0.006				
2.0	3.346	0.999	0.357	0.161	0.070	0.013	0.002				

*الخلايا الفارغة تكون فيها قيم دالة البقاء مساوية لثلاثة اصفار بعد الفارزة اي (0.000).
ثانياً : في هذا المبحث تم حساب الصيغ (35) و (36) المتقدم ذكرها في المبحث (6) والمتعلقة بقيم دالة البقاء لطول التشغيل ومتوسطه وعلى التوالي والمتضمنة الاستدلال التصادفي لتبني قيمة بداية اخرى. فالمتباينة (36) استخدم الـ Matlab لحساب قيم $ARL_{EWMA}^i(\theta)$ لكل قيم θ المفترضة واختيرت عدة قيم لبدايات اخرى ($i=11,21,31,41,51$) وقد لخصت النتائج في الجدول (3)، ونلاحظ بان قيم متوسط طول التشغيل تتناقص بزيادة قيمة i ، بالخص، لقيم $\theta = 1.1-1.3$.

أما للمتباينة (35) استخدم الـ Matlab لرسم قيم $RL_{EWMA}^1(\theta)$ لعدة قيم لبدايات اخرى 0% ($i=1$) و 60% ($i=31$) و 100% ($i=51$). ولثلاثة قيم لـ θ عندما يزداد الانحراف المعياري بنسبة ($\theta = 1$) 0% و ($\theta = 1.5$) 50% و ($\theta = 2$) 100%، المبينة في الاشكال (3-1,2,3) في الملحق. أذ نلاحظ ان اختيار قيم بدايات اخرى يعطي سلوك مختلف لدالة البقاء وفي كلا الحالتين تحت وخارج السيطرة، بالإضافة الى جعل اللوحة حساسة اكثر تصادفياً لتزايد في الانحراف المعياري (يعطي حماية اضافية للكشف عن المشاكل في النوعية عندما تكون العملية في مبدئها).



جدول (3) يبين قيم $ARL_{EWMA}^i(\theta)$ لبعض من البدايات اخرى $(i=11,21,31,41,51)$ عندما تكون $\lambda=0.1$ و $\gamma_{EWMA}=1.5$ ولكل قيم θ المفترضة.

$\theta \backslash i$	١١	٢١	٣١	٤١	٥١
١.٠	٤٣٨.٩٦	٤٣٢.٩٥٠	٤١٧.٣٧٠	٣٧٤.٢٧٠	٢٨٧.٠٣٠
١.١	٦٩.٨١٣	٦٦.٦٧٨	٦٠.٨٥٩	٥٠.١٣١	٣٤.٩٧١
١.٢	٢٣.٧٤٣	٢١.٧٦٤	١٨.٧٤٧	١٤.٣٧٨	٩.٤٨٤
١.٣	١٢.٣٨٣	١٠.٩٧٤	٩.٠٦٠	٨.٦٦٧	٤.٣٦٢
١.٤	٨.١٢٠	٧.٠٣٥	٥.٦٥٧	٤.٠٩٦	٧.٧٤٤
١.٥	٦.٠٥١	٥.١٦٧	٤.٠٩١	٢.٩٦٠	٢.٠٥٩
١.٦	٤.٨٦٩	٤.١١٨	٣.٢٣٢	٢.٣٥٨	١.٧٠٨
١.٧	٤.١١٦	٣.٤٥٩	٢.٧٠١	١.٩٩٨	١.٥٠٥
١.٨	٣.٦٠٠	٣.٠٠٩	٢.٣٤٥	١.٧٦٣	١.٣٧٦
١.٩	٣.٢٢٦	٢.٦٨٣	٢.٠٩٢	١.٦٠١	١.٢٨٩
٢.٠	٢.٩٤٢	٢.٤٣٥	١.٩٠٣	١.٤٨٣	١.٢٢٨

8.3 الاسلوب الماركوفي للوحة ال EWMA من جانب واحد الاعلى لـ δ (لتوزيع Weibull min) اولاً: في هذا المبحث تم حساب الصيغ (33) و(34) المتقدم ذكرها في المبحث (5) المتعلقة بقيم دالة البقاء لطول التشغيل ومتوسطه وعلى التوالي، وبالاعتماد على الصيغ في المبحث (3,7). عندما تكون $\gamma_{EWMA}=1.25$ ، $\lambda=0.05$ ، $n=5$ ، $\alpha=1,2,3$ لقيم θ في المدى [1-2]، بافتراض ان عدد الحالات تحت السيطرة $v-1=51$ ، $W_0 = \ln(\delta_0^\alpha)$ تعني $(i=1)$. فقد تم حساب قيمة دالة البقاء $RL_{EWMA}^1(\theta)$ لبعض من قيم S ، لقيمة $ARL_{EWMA}^1(\theta)$ ولكل قيم θ المفترضة باستخدام برنامج كتب بلغة ال Matlab، وقد لخصت النتائج في الجدول (4). أذ نلاحظ ان قيم $ARL_{EWMA}^1(\theta)$ تتناقص تصادفياً بزيادة مستوى الانحراف المعياري (بزيادة θ) بثبات قيمة α ، وتتناقص تصادفياً بزيادة قيمة معلمة الشكل (α) . اما قيمة الاحتمال في الخلايا المضللة، التي تمثل احتمال اخذ عينات اكثر من $s = [ARL_{EWMA}^1(\theta)]$ نحين اعطاء اشارة الخروج عن السيطرة لايتجاوز 50% لكل الحالات المفترضة، فانها تتناقص تصادفياً بزيادة قيمة α .

ثانياً : في هذا المبحث تم حساب الصيغ (35) و(36) المتقدم ذكرها في المبحث (6) المتعلقة بقيم دالة البقاء لطول التشغيل ومتوسطه وعلى التوالي، والمتضمنة الاستدلال التصادفي لتبني قيمة بداية اخرى. فالمتباينة (36) استخدم ال Matlab لحساب قيم $ARL_{EWMA}^i(\theta)$ لكل قيم θ المفترضة واختيرت عدة قيم لبدايات اخرى $(i=11,21,31,41,51)$ وقد لخصت النتائج في الجدول (5)، ونلاحظ بان قيم متوسط طول التشغيل تتناقص بزيادة قيمة i بثبات قيمة معلمة الشكل (α) ، وتتناقص تصادفياً بزيادة قيمة معلمة الشكل (α) . أما للمتباينة (35) استخدم ال Matlab لرسم قيم $RL_{EWMA}^1(\theta)$ لعدة قيم لبدايات اخرى $(i=1)0\%$ و $(i=31)60\%$ و $(i=51)100\%$. ولقيمة θ عندما يزداد الانحراف المعياري بنسبة 50% المبينة في الاشكال (3,2,1-5) في الملحق. أذ نلاحظ ان اختيار قيم بدايات اخرى يعطي سلوك مختلف لدالة البقاء. ومع ذلك، لاحظ الرسم ثلاثي الابعاد لدالة البقاء لـ $RL_{EWMA}^1(\theta)$ عندما تكون قيمة $\alpha=1$ ، في الشكل (4) في الملحق، الذي يبين السلوك لهذا المتغير العشوائي.



جدول (4) يبين قيم دالة البقاء لطول التشغيل $RL_{EWMA}^1(\theta)$ لبعض من قيم S لقيمة $ARL_{EWMA}^1(\theta)$ عندما تكون $\lambda=0.05$ ، $\gamma_{EWMA}=1.25$ ، ولكل قيم α ، θ المفترضة*.

$ARL_{EWMA}^1(\theta)$	$S=\alpha=1 [ARL_{EWMA}^1(\theta)]$									
	١	٣	٤	٥	٧	٩	١٣	٢٤	٦٩	٤٥٨
١٣٣.٢٦٠	١.٠٠٠	٠.٩٩٩	٠.٩٩٧	٠.٩٩٤	٠.٩٨٣	٠.٩٧٠	٠.٩٤٢	٠.٨٦٤	٠.٦٠٧	٠.٠٢٩
٤٢.٠٧٩	١.٠٠٠	٠.٩٩٧	٠.٩٨٨	٠.٩٧٥	٠.٩٣٨	٠.٨٩٥	٠.٨٠٦	٠.٥٩٧	٠.١٧٩	
٢٠.٦٤٩	١.٠٠٠	٠.٩٨٩	٠.٩٦٦	٠.٩٣٢	٠.٨٤٦	٠.٧٥٥	٠.٥٨٩	٠.٢٩١	٠.٠١٦	
١٣.٠٥٨	١.٠٠٠	٠.٩٧٤	٠.٩٢٥	٠.٨٥٩	٠.٧١٠	٠.٥٧١	٠.٣٦٠	٠.٠٩٨		
٩.٥٢٥	١.٠٠٠	٠.٩٤٧	٠.٨٦٢	٠.٧٥٧	٠.٥٥٢	٠.٣٨٨	٠.١٨٦	٠.٠٢٤		
٧.٥٦٠	١.٠٠٠	٠.٩٠٨	٠.٧٧٩	٠.٦٣٨	٠.٣٩٩	٠.٢٣٩	٠.٠٨٣	٠.٠٠٤		
٦.٣٢٧	١.٠٠٠	٠.٨٥٦	٠.٦٨٣	٠.٥١٦	٠.٢٧١	٠.١٣٦	٠.٠٣٣	٠.٠٠١		
٥.٤٨٨	١.٠٠٠	٠.٧٩٢	٠.٥٨٢	٠.٤٠١	٠.١٧٤	٠.٠٧٢	٠.٠١٢			
٤.٨٨٢	١.٠٠٠	٠.٧٢١	٠.٤٨٤	٠.٣٠٢	٠.١٠٧	٠.٠٣٦	٠.٠٠٤			
٤.٤٢٣	١.٠٠٠	٠.٦٤٦	٠.٣٩٣	٠.٢٢١	٠.٠٦٤	٠.٠١٨	٠.٠٠١			
٤.٠٦٥	١.٠٠٠	٠.٥٧٠	٠.٣١٣	٠.١٥٨	٠.٠٣٧	٠.٠٠٨				
$ARL_{EWMA}^1(\theta)$	$S=\alpha=3 [ARL_{EWMA}^1(\theta)]$									
	١	٣	٤	٥	٧	٩	١٣	٢٤	٦٩	٤٥٨
١٣٣.٢٦٠	١.٠٠٠	٠.٩٩٩	٠.٩٩٧	٠.٩٩٤	٠.٩٨٣	٠.٩٧٠	٠.٩٤٢	٠.٨٦٤	٠.٦٠٧	٠.٠٢٩
١١.٧٠٢	١.٠٠٠	٠.٩٦٧	٠.٩٠٨	٠.٨٣٠	٠.٦٦٢	٠.٥١٢	٠.٢٩٨	٠.٠٦٥		
٥.٢٩٩	١.٠٠٠	٠.٧٧٣	٠.٥٥٤	٠.٣٧٢	٠.١٥٣	٠.٠٦٠	٠.٠٠٩			
٣.٥٤٨	٠.٩٩٩	٠.٤٣٠	٠.١٩١	٠.٠٧٨	٠.٠١٢	٠.٠٠٢				
٢.٧٦١	٠.٩٩٢	٠.١٦٦	٠.٠٤١	٠.٠٠٩						
٢.٣٣٢	٠.٩٦٥	٠.٠٤٩	٠.٠٠٦	٠.٠٠١						
٢.٠٦٥	٠.٩٠٢	٠.٠١٢	٠.٠٠١							
١.٨٦٤	٠.٧٦٧	٠.٠٠٢								
١.٦٩٠	٠.٦٦٤									
١.٥٣٢	٠.٥٢٢									
١.٣٩٦	٠.٣٩٣									
$ARL_{EWMA}^1(\theta)$	$S=\alpha=5 [ARL_{EWMA}^1(\theta)]$									
	١	٣	٤	٥	٧	٩	١٣	٢٤	٦٩	٤٥٨
١٣٣.٢٦٠	١.٠٠٠	٠.٩٩٩	٠.٩٩٧	٠.٩٩٤	٠.٩٨٣	٠.٩٧٠	٠.٩٤٢	٠.٨٦٤	٠.٦٠٧	٠.٠٢٩
٦.٢٢٤	١.٠٠٠	٠.٨٤٩	٠.٦٧٣	٠.٥٠٣	٠.٢٥٩	٠.١٢٨	٠.٠٣٠	٠.٠٠١		
٣.٠٥١	٠.٩٩٧	٠.٢٦٦	٠.٠٨٦	٠.٠٢٥	٠.٠٠٢					
٢.١٩٠	٠.٩٤٠	٠.٠٢٥	٠.٠٠٢							
١.٧٧١	٠.٧٣٠	٠.٠٠١								
١.٤٤٠	٠.٤٣٥									
١.٢٠٩	٠.٢٠٨									
١.٠٨٦	٠.٠٨٦									
١.٠٣٢	٠.٠٣٢									
١.٠١٢	٠.٠١٢									
١.٠٠٤	٠.٠٠٤									

*الخلايا الفارغة تكون فيها قيم دالة البقاء مساوية لثلاثة اصفار بعد الفارزة اي (0.000).



جدول (5) يبين قيم $ARL_{EWMA}^i(\theta)$ لبعض قيم البدايات المتبقية ($i=11,21,31,41,51$) عندما تكون $\lambda=0.05$ و $\gamma_{EWMA}=1.25$ ولكل قيم α ، θ المفترضة.

θ \ i	$\alpha=1$				
	١١	٢١	٣١	٤١	٥١
١.٠	١٣١.٠٩٠	١٢٦.٠٣٠	١١٥.٦٧٠	٩٥.١٥١	٦٣.٤٨٢
١.١	٤٠.٤١٦	٣٧.٢٧٦	٣٢.١٨٠	٢٤.٤٠٣	١٥.٠١٨
١.٢	١٩.٣٠٨	١٧.١٢٠	١٤.٠٥٤	١٠.٠٧٥	٥.٩٩٨
١.٣	١١.٩٣٥	١٠.٢٨٣	٨.١٧٣	٥.٦٩٢	٣.٤١٨
١.٤	٨.٥٥٩	٧.٢٣٨	٥.٦٤٧	٣.٨٩٣	٢.٤١٢
١.٥	٦.٧١١	٥.٦١٠	٤.٣٣١	٢.٩٨٨	١.٩٢٥
١.٦	٥.٥٦٩	٤.٦٢٣	٣.٥٤٩	٢.٤٦٣	١.٦٥٢
١.٧	٤.٨٠١	٣.٩٦٩	٣.٠٣٧	٢.١٢٧	١.٤٨٣
١.٨	٤.٢٥٣	٣.٥٠٧	٢.٦٧٩	١.٨٩٧	١.٣٧١
١.٩	٣.٨٤٣	٣.١٦٤	٢.٤١٥	١.٧٣١	١.٢٩٢
٢.٠	٣.٥٢٦	٢.٩٠٠	٢.٢١٢	١.٦٠٦	١.٢٣٥
θ \ i	$\alpha=3$				
	١١	٢١	٣١	٤١	٥١
١.٠	١٣١.٠٩٠	١٢٦.٠٣٠	١١٥.٦٧٠	٩٥.١٥١	٦٣.٤٨٢
١.١	١٠.٦٣٤	٩.٦٠٠	٧.١٨٢	٤.٩٨٠	٣.٠١٤
١.٢	٤.٦٣٠	٣.٨٢٤	٢.٩٢٤	٢.٠٥٤	١.٤٤٧
١.٣	٣.٠٧٥	٢.٥٢٣	١.٩٢٦	١.٤٣٦	١.١٦٠
١.٤	٢.٣٩٧	١.٩٤٩	١.٥٠٤	١.٢٠٥	١.٠٦٦
١.٥	٢.٠١٤	١.٦١٦	١.٢٨٤	١.١٠١	١.٠٢٩
١.٦	١.٧٤٩	١.٣٩٨	١.١٦٠	١.٠٥١	١.٠١٤
١.٧	١.٥٤٤	١.٢٥٢	١.٠٩٠	١.٠٢٦	١.٠٠٦
١.٨	١.٣٨٣	١.١٥٦	١.٠٥٠	١.٠١٣	١.٠٠٣
١.٩	١.٢٦١	١.٠٩٥	١.٠٢٨	١.٠٠٧	١.٠٠٢
٢.٠	١.١٧٣	١.٠٥٧	١.٠١٦	١.٠٠٤	١.٠٠١
θ \ i	$\alpha=5$				
	١١	٢١	٣١	٤١	٥١
١.٠	١٣١.٠٩٠	١٢٦.٠٣٠	١١٥.٦٧٠	٩٥.١٥١	٦٣.٤٨٢
١.١	٥.٤٧٤	٤.٥٤٢	٣.٤٨٥	٢.٤٢٠	١.٦٣١
١.٢	٢.٦٤٦	٢.١٦٢	١.٦٥٨	١.٢٨٥	١.٠٩٧
١.٣	١.٨٧٦	١.٤٩٩	١.٢١٥	١.٠٧٢	١.٠٢٠
١.٤	١.٤٥٥	١.١٩٧	١.٠٦٦	١.٠١٨	١.٠٠٤
١.٥	١.٢٠٠	١.٠٦٨	١.٠١٩	١.٠٠٥	١.٠٠١
١.٦	١.٠٧٦	١.٠٢٢	١.٠٠٥	١.٠٠١	١.٠٠٠
١.٧	١.٠٢٦	١.٠٠٧	١.٠٠٢	١.٠٠٠	١.٠٠٠
١.٨	١.٠٠٩	١.٠٠٢	١.٠٠٠	١.٠٠٠	١.٠٠٠
١.٩	١.٠٠٣	١.٠٠٠	١.٠٠٠	١.٠٠٠	١.٠٠٠
٢.٠	١.٠٠١	١.٠٠٠	١.٠٠٠	١.٠٠٠	١.٠٠٠



9. الأستنتاجات

- أن أهم الاستنتاجات التي تم التوصل اليها من خلال هذا البحث هي كالآتي :
١. يتناقص طول التشغيل تصادفيا مع الانحراف في المعلمة المسيطر عليها، اي ان تلك اللوحات تصبح حساسة اكثر بالاستمرارية للانحراف كلما تكبر السعة.
 ٢. اذا كانت العملية في مبدئها تحت السيطرة او اعادة لبدء العملية بعد اجراء تصحيح غير فعال للعملية، فان طول التشغيل يتناقص تصادفيا عند تبني قيمة بداية اخرى للوحة السيطرة .
 ٣. اذا كانت العملية خارج السيطرة، فان طول التشغيل يتناقص (طول تشغيل قصير) تصادفيا عند تبني قيمة بداية اخرى للوحة السيطرة .

References:

1. Cabral Morais, M.and Pacheco, A. (1998). "Two stochastic properties of one sided -Exponentially weighted Moving Average control charts," Communications in Statistics- Simulation and Computation, 27,937-952.
2. Chengalur, I.N.,Aronold ,J.C.and Reynolds Jr,M.R.(1989) , " Variable sampling intervals for multiparameter Shewart charts, " Communications in Statistics –Theory and Methods , 18,1769-1792.
3. Crowder, S.and Hamilton, M. (1992). "An EWMA for monitoring a process standard deviation," Journal of Quality Technology, 24, pp.12-21.
4. Gan, F. (1995). "Joint monitoring of process Mean and Variance using exponentially weighted Moving Average control charts," Technometrics, 37,446-453.
5. Reynolds Jr., M., Amin, R., and Arnold, J. (1990), "CUSUM charts with Variable Sampling Intervals," Technometrics, 32,371-384.
6. Shaked, M.and Shanthikumar, J.G. (1994) .Stochastic order and Their Applications, Academic Press.
7. Wolfram, S. (1996) .The mathematica Book -3rd edition (mathematica Version 3.0), Wolfram Media, Cambridge University Press.



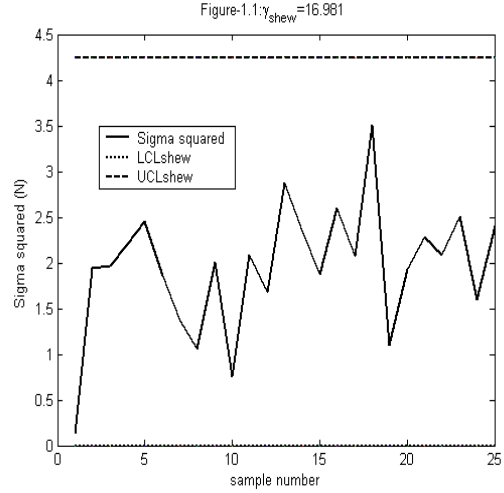
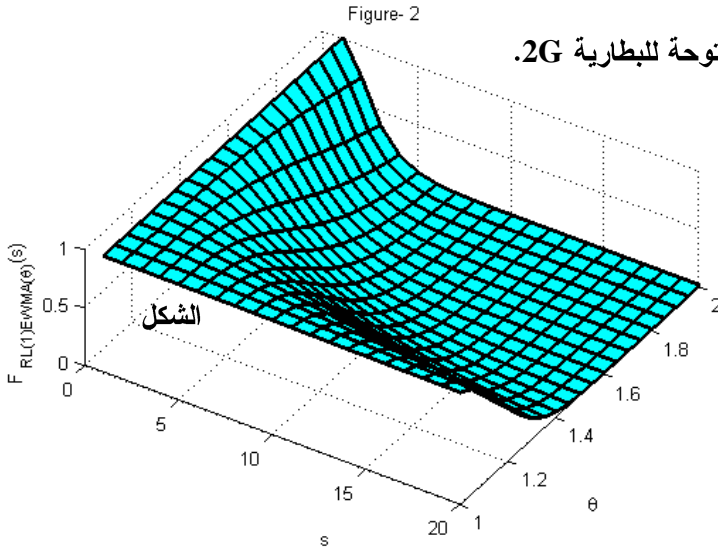
الملحق -

الشكل (2) يبين الرسم

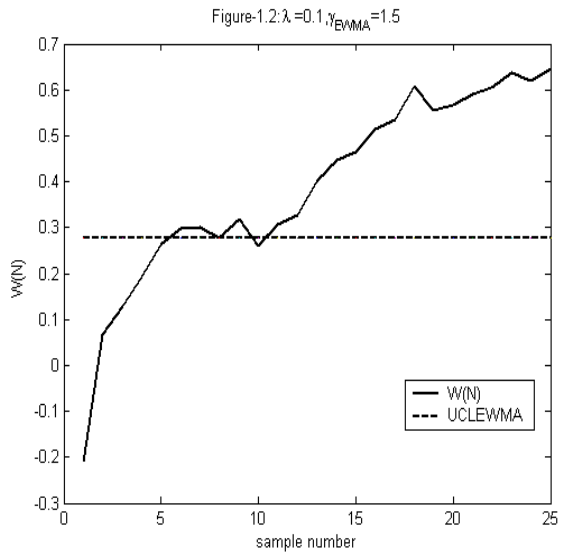
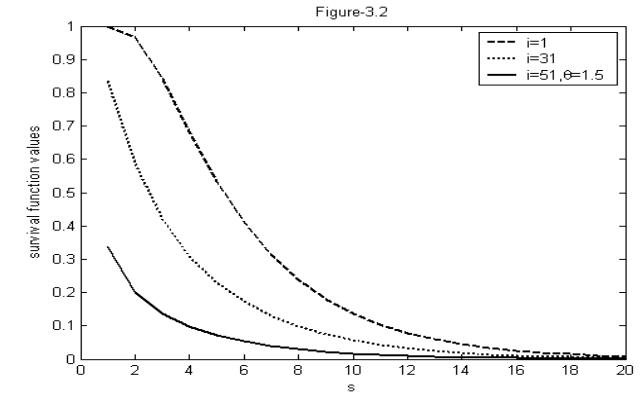
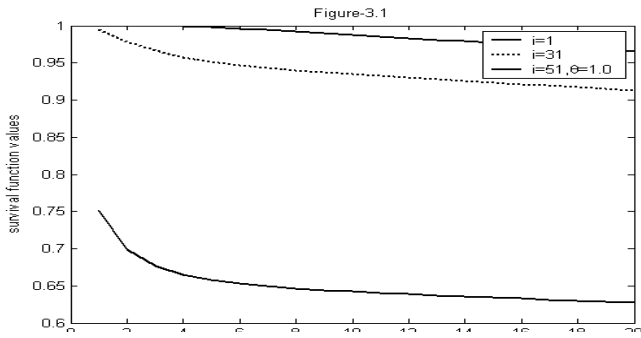
الاشكال (1-1,2,3) تبين لوحة سيطرة شيوارت ولوحة ال EWMA

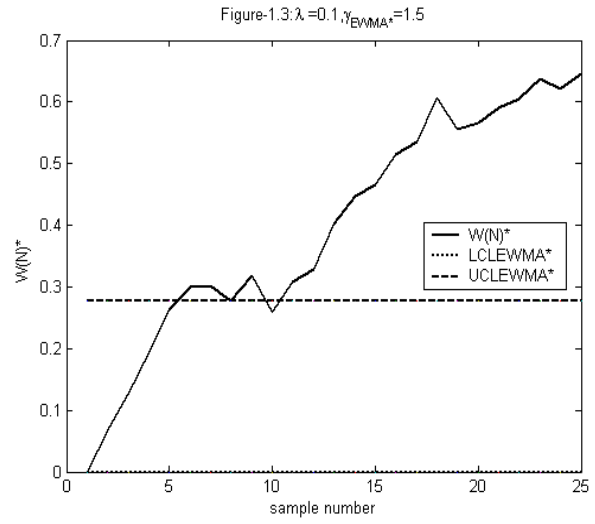
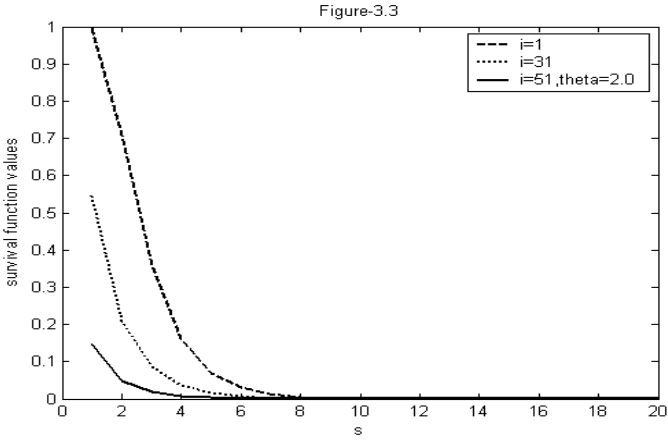
3D لقيم دالة البقاء $RL_{EWMA}^1(\theta)$

من جانب واحد الاعلى لـ σ لفولتية الدائرة المفتوحة للبطارية 2G.

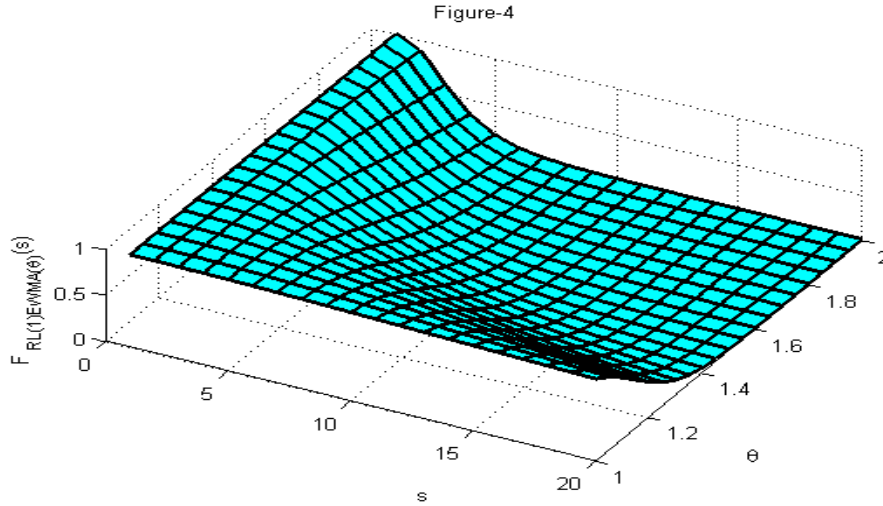


الاشكال (3-1,2,3) تبين منحنيات دالة البقاء لطول التشغيل لبدائيات اخرى (i=1,31,51) عندما تكون $\theta = 1, 1.5, 2$.





الشكل (4) يبين الرسم 3D لقيم دالة البقاء لـ $RL_{EWMA}^1(\theta)$ عندما تكون $\alpha = 1$.



الاشكال (3, 2, 5-1) تبين منحنيات دالة البقاء لطول التشغيل لقيم بدايات اخرى (i=1, 31, 51) عندما تكون $\theta = 1.5$ و $\alpha = 1$.

