١ – المقدمة :

لقد استهدف البحث موضوع قياس كفاءة المخمنات الحصينة لمعلمات نماذج السلاسل الزمنية من قبل العديد من الباحثين، أمثال (Holland & Hill) (1977) [6] حيث قاما بدراسة كفاءة مخمنين بديلين لمخمن المربعات الصغرى ، وجاء كل من[3] (Martin & Denby) (1979) بدراسة مخمنات الأرجحية العظمى العمومية (GM-Estimates) ولنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى ((1) AR) من خلال استخدام أسلوب المحاكاة وفقا لطريقة (Monte-Carlo) ، وجاءت الأستاذة (Zeh) (1979) [9] بأطروحتها التي تناولت هذا الموضوع بشكل تفصيلي، حيث تطرقت إلى العديد من الطرائق الخاصة بقياس كفاءة مخمنات الأرجحية العظمى العمومية ومقارنتها بمخمنات المربعات الصغرى ولنموذج الانحدار الذاتي AR(p) ، حيث $p \geq 1$. هذا وقد أشارت إلى وجود ثلاث مقاييس لقياس متجه الكفاءة ، وذلك عندما يتعلق الأمر بالنموذج المتعدد ($p > 1$) ، حيث تناولت الجوانب النظرية والتطبيقية لكل طريقة باستخدام أسلوب المحاكاة ، ووفقاً لذلك فقد اختص المقياس الأول بقياس كفاءة التوليفة الخطية (Linear Combination) ، في حين تناول المقياس الثاني للكفاءة بقياس كفاءة المحدد (Detrimental Efficiency) .

ومن الجدير بالذكر ، أن نذكر هنا بان جميع نتائج المقاييس الثلاثة تتساوى عندما يتم التعامل مع نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى. وبالرغم من إمكانية احتساب الكفاءة التقاربية (Asymptotic Efficiency) لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى ، إلا أنها تقتصر في الحقيقة على النموذج الخاص بالشوارد النمطية (innovation outlier-I0) فقط .

إضافة إلى ذلك ، فقد يكون تباين النموذج (I0) لانهائيا الأمر الذي يتعذر بموجبه احتساب الكفاءة أيضا. لذلك، ومن اجل إيجاد مقياس موحد بحيث يمكن تطبيقه كفاءة مخمنات الانحدار الذاتي من الدرجة AR(p) عندما $p \geq 1$، فقد تطلب دراسة مقياس الكفاءة لمخمنات الأرجحية العظمى بدلالة أخطاء التنبؤ في السلاسل الزمنية الملوثة (Contaminated) والمعروفة بالشوارد وبنوعيها التجميعية (Additive Outliers-A0) والنمطية أيضا [4] .

ومحاولة باتجاه تحقيق أهداف هذا الموضوع ، فقد تم اقتراح صيغة يمكن بوساطتها تحديد درجة التنقية النسبية (RSG) (Relative Smoothed Grade-RSG)للبيانات الفعالة (The Core Process) [*] وهي لأول مرة . (بحسب علمنا) .

أما المجال الذي تم فيه تطبيق الطريقة المدروسة والمقترحة فهو تحليل أطياف القدرة (Spectral analysis) للإشارة الكهربائية للعضلة (EMG) بعد محاكاتها بوساطة الحاسبة الدقيقة.

---

[*] يتطلب تطبيق أحد طرائق الترشيح الحصينة(**Robust Filtering Method**) على السلاسل الزمنية الملوثة عندما تتألف من مركبتين هما السلسلة $\{X_t\}$ والمتمثلة بجوهر العملية مضافا أليها السلسلة الزمني$\{Y_t\}$الشوارد العرضية$\{V_t\}$.

أي أن : $(Y_t = X_t + V_t)$

٢ – الجانب النظري

يمكن القول بان أهمية مقياس الكفاءة بدلالة أخطاء التنبؤ تأتى من نماذج الانحدار مقياسا مناسبا من خلال خاصية صاحية استخدامه لمختلف درجات نماذج الانحدار الذاتي AR (P) عندما. كما أن المعدل على نتائج هذا المقياس ، تشكل في الحقيقة دليلاً مفيداً ولأغراض متعددة، منها ما يتعلق باستخدام مخمنات معلمات نموذج الانحدار الذاتي لأغراض التنبؤ أو لعملية الفحص والمقارنة أو الاثنان معاً، ويلاحظ أيضا ، إن استخدام الأخطاء (أخطاء الابيضاض Noise prewhitening) في مجال تحديد الدرجة المناسبة لموائمة (fitness) الانحدار الذاتي ، قد تم استخدامها من قبل (Akaike) (1969) {2} ، من خلال ما يعرف بخطأ التنبؤ النهائي (Final Predicated Errors-FPE) ، لذلك و في ضوء ما تقدم فان استخدام أخطاء التنبؤ في تعيين درجة كفاءة مخمنات النموذج هي من بين الاستخدامات المهمة التي تضاف إلى حقل تحليل الأخطاء للنماذج الخطية.

وفي الصفحات القادمة تم تعيين الإجراءات اللازمة للحصول على الصيغة النهائية لمقياس الكفاءة بدلالة أخطاء التنبؤ وكما يأتي :

(١–٢) الكفاءة بدلالة أخطاء التنبؤ (الطريقة المدروسة)

$$\underline{X}_{(t-1)} = \left(X_{t-1}, \cdots\cdots, X_{t-p}\right)$$

بافتراض أن

يمثل متجها لعملية الانحدار الذاتي، وبافتراض استقلالية كل من $\sum_t$ و $\underline{X}_{t-1}$

عن قيمة متجه المخمنات الحصينة $\hat{\underline{\theta}}$ للنموذج AR(p)

كما يفترض أن تكون $\underline{X}_{t-1}$ خالية من الشوارد التجميعية (A0)

إن الافتراضات المذكورة قد تنشأ عنها بعض المشكلات حيث أن الهدف العام في الحصول على قيم التنبؤ من خلال $\underline{X}$ وذلك باحتساب قيم المخمنات الحصينة $\hat{\underline{\theta}}$ بموجب القيم

((X1, ….. < Xn) ، ومع ذلك إذا كانت n كبيرة بشكل كاف ، فان أية مجموعة متجهة من $\underline{X}_{t-}$، ينبغي أن تكون مستقلة تقريبا عن المخمنات الحصينة $\hat{\underline{\theta}}$.

اضافة الى ماتقدم ، ففي حالة النموذج المتضمن على الشوارد التجميعية (A0) تكون القيم المشاهدة هي ليست قيم المتجهة $\underline{X}_{t-1}$ ، وانما هي $\underline{Y}_{t-1}$ والتي يكون بعض عناصرها ملوثاً بالشوارد التجميعية ، لذلك فان الجزء الملوث في النموذج يفترض ان يكون "صغيراً " بحيث

تحقق قيم المتجه $\underline{X}_{t-1}$ غير الملوثة حالة نموذجية بكل معنى الكلمة وبأفتراض ان تكون مصفوفة متوسط مربع الخطأ معلومة والمتمثلة بالصيغة الآتية:

$$E\left[\left(\hat{\underline{\phi}}_R-\hat{\underline{\phi}}\right)\left(\hat{\underline{\phi}}_R-\hat{\underline{\phi}}\right)^T\right]$$

او باستخدام يا تقريب جيد لها، كما في مصفوفة M، حيث ان :

$$M=\frac{1}{r}\sum_r \underline{b}\underline{b}t$$

$$b=\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}}$$

حيث ان :

وان r تمثل عدد المكررات (replicates)المنجزة باستخدام اسلوب المحاكاة. هذا وفي حالة استخدام البيانات الحقيقية ، فان المصفوفة M تحتسب كما يأتي :-

$$M=\underline{b}\,\underline{b}^t$$

كما يفترض أيضا ، ان تكون أخطاء العملية مستقلة وذات متوسط صفر وتباين ثابت هو υ^2_ζ

وكما هو معلوم ، فان التنبؤ يمكن ان يحتسب بالصيغة الاتية :

$$\hat{\underline{X}}=\hat{\underline{\theta}}_R^{\,T}\,\underline{X}_{t-1}=(\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}})^T\,\underline{X}_{t-1}+\theta^T\,\underline{X}_{t-1}+\Sigma_t-\Sigma_t$$

وبما ان : $\underline{X}_t=\underline{\theta}^T\,\underline{X}_{t-1}+\Sigma_t$

فأن : $\hat{X}_t-Xt=(\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}})^T\,\underline{X}_{t-1}-\Sigma_t$

وبذلك فأن متوسط مربع خطأ التنبؤ يتمثل بالصيغة الاتية :

$$E\left[\left(\hat{X}_t-X_t\right)^2\right]=\left[\underline{X}^T{}_{t-1}\left(\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}}\right)\left(\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}}\right)^T\underline{X}_{t-1}\right]-2E(\Sigma_t)E\left[\left(\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}}\right)T\,\underline{X}_{t-1}\right]+E\left(\Sigma_t^{\,2}\right)$$

$$=E\left[\underline{X}^T{}_{t-1}\,E\left[\left(\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}}\right)\left(\hat{\underline{\theta}}_R-\hat{\underline{\theta}}\right)^T\underline{X}^T{}_{t-1}\right]\right]+\vartheta_\Sigma^{\,2}$$

$$\therefore E\left[\left(X_t^{\wedge}-X_t\right)^2\right]=E\left[\underline{X}_{t-1}^T\mu\underline{X}_{t-1}\right]+\sigma_\Sigma^{\,2}\text{...}(1)$$

وبذلك فان قياس كفاءة المخمنات الحصينة وفقاً لأخطاء التنبؤ يتم احتسابها بموجب الصيغة الاتية :

$$PEREFF(R,LS)=\frac{\mathrm{E}\left[\underline{\mathrm{X}}_{t-1}^{T}\mu_{LS}\,\underline{\mathrm{X}}_{t-1}\right]+\sigma_{\Sigma}^{\ 2}}{\mathrm{E}\left[\underline{\mathrm{X}}_{t-1}^{T}\mu_{R}\,\underline{\mathrm{X}}_{t-1}\right]+\sigma_{\Sigma}^{\ 2}}\cdots\cdots\cdots(2)$$

وبالعودة الى الصيغة (1) ، فان المصفوفة يلاحظ انها متماثلة ومن النوع (Non-Negative Define)، لذلك يمكن كتابة الصيغة الاتية:

$$M = L\ L^{T}$$

أي ان :

$$\mathrm{E}\left(\underline{\mathrm{X}}^{T}{}_{t-1}M\,\underline{\mathrm{X}}^{T}{}_{t-1}\right)=\mathrm{E}\left(\underline{\mathrm{Y}}^{T}\,\underline{\mathrm{Y}}\right)$$

حيث ان $\underline{\mathrm{Y}}=L^{T}\,\underline{\mathrm{X}}_{t-1}$

وبافتراض ان متوسط $\underline{\mathrm{X}}_{t\text{-}1}$ يساوي صفراً وذي تباين مشترك هو Γ، حيث ان :

$$\Gamma=\begin{pmatrix}\gamma_0 & \gamma_1 & \cdots & \cdots & \gamma_{p-1}\\ \gamma_1 & \gamma_0 & \cdots & \cdots & \gamma_{p-2}\\ \vdots & \vdots & \ddots & & \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \\ \gamma_{p-1} & \gamma_{p-2} & \cdots & \cdots & \gamma_0\end{pmatrix}$$

لذلك فان $\underline{\mathrm{Y}}$ يكون متوسطها صفراً وتباينها المشترك هو $L^{T}\,\Gamma\,L$

وعليه فان:

$$\begin{aligned}\mathrm{E}\left(\underline{\mathrm{Y}}^{T}\,\underline{\mathrm{Y}}\right)&=tr\left(L^{T}\Gamma L\right)\\ &=tr\left(LL^{T}\Gamma\right)\\ &=tr\left(M\Gamma\right)\\ &=\sigma_{\Sigma}^{2}tr\left(M\,\tilde{\Gamma}\right)\end{aligned}$$

وبالتعويض بالصيغة (١) نحصل على :

$$\mathrm{E}\left(\underline{\mathrm{X}}_{t-1}^{T}M\,\underline{\mathrm{X}}_{t-1}\right)=\sigma_{\Sigma}^{2}\left[tr\left(M\,\tilde{\Gamma}\right)+1\right]$$

وبذلك فان الصيغة (٢) تصبح :

$$PEREFF(R,LS)=\frac{tr\left(\mathbf{M}_{LS}\tilde{\Gamma}\right)+1}{tr\left(\mathbf{M}_{R}\tilde{\Gamma}\right)+1}\cdots\cdots\cdots(3)$$

وبما ان (r') دالة للمتجهة $\underline{\hat{\theta}}$ ، لذلك فان مقياس الكفاءة المبين بالصيغة (3) يعتمد على قيمة $\underline{\hat{\theta}}$ بالاضافة الى متوسط مربع خطأ $\underline{\hat{\theta}}$ و $\underline{\hat{\theta}}_{R,n}$.

ومن دون فقدان العمومية ، اذا افترضنا نموذجا من الدرجة الأولى AR(1) ، فان $\tilde{\Gamma}=1\left(1-\hat{\theta}_{LS}^{2}\right)$، وبذلك فان الصيغة (3) تصبح كالآتي :

$$PEREFF(R,LS)=\frac{\left(M_{LS}+1-\hat{\theta}_{LS}^{2}\right)}{\left(M_{R}+1-\hat{\theta}_{LS}^{2}\right)}\quad\cdots\cdots(4)$$

هذا في حالة استخدام اسلوب المحاكاة من خلال اعادة عملية التوليد لـ ® من المكررات.

واما في حالة استخدام البيانات الحقيقية ، فان(M_{LS}=0) وعليه فان الصيغة (4) تبح كالآتي :

$$PEREFF(R,LS)=\frac{\left(1-\hat{\theta}_{LS}^{2}\right)}{\left(M_{R}+1-\hat{\theta}_{LS}^{2}\right)}\quad\cdots\cdots(5)$$

حيث ان

$$MR=\left(\hat{\theta}_{R,n}-\hat{\theta}_{LS}\right)^{2}$$

<u>(2-2) درجة التنقيه النسبية : (الطريقة المقترحة)</u>

ان درجة التحسن التي تكتسبها القيم الفعالة نتيجة لعمليات الترشيح المستمرة ، هي من خلال تقليل اثر الشوارد في مخمنات متوسط مربعات أخطاء الابيضاض الممهدة (Prewhitening noise) وبالتالي الحصول على مخمنات معلمات النموذج . وبالرغم من وضوح مستوى التغير في قيم مخمنات متوسط مربعات أخطاء الابيضاض الممهدة وبالمقارنة ما

بين مختلف نتائج هذا المؤشر ولكافة الطرائق الحصينة تبقى مسألة المعدل على مؤشر نسبي لقياس درجة التغير في قيم متوسطات مربعات أخطاء الابيضاض الممهدة بالقياس الى قيمة متوسط مربعات الاخطاء العشوائية الناتجة عن استخدام احد الطرائق التقليدية من المسائل المهمة جداً وذلك تحقيقا لهدفين الاول ، هو في الحصول على مؤشر يمكن من خلاله تعيين مستوى التغير النسبي لدرجة التحسس التي تطرأ على البيانات من خلال عمليات الترشيح الحصينة وسواء أكان ذلك للمجموعة الواحدة او لكافة المجموعات المختارة عن الظاهرة المدرسة والثاني هو استخدامه كمقياس اولى لتحديد درجة معنوية الطرائق الحصينة قيدا\ المقارنة من خلال تعيين درجة تجاوز تلك الطرائق الحد الادنى لدرجة التحسس المرغوب فيها، وبالتالي امكانية اتخاذ القرار بشأن مدار صلاحية الطرائق الحصينة في الحصول على المخمنات اللازمة لتخمين اطياف القدرة.

هذا وقد تم تسمية الصيغة المقترحة بـ "درجة النقيب للتنقية النسبية" والتي اشير اليها بالرمز (NRSG)[*] .

وهي كما مبينة ادناه :

$$NRSG = 1 - \frac{(MSE)\ of\ \ Robust\ Estimates}{(MSE)\ of\ \ Conventional\ Estimates} \cdots\cdots(6)$$

حيث تقترب قيمتها من الواحد الصحيح كلما ازدادت درجة التحسس التي تطرأ على البيانات الفعالة ، نتيجة لعمليات الترشيح الحصينة وبالتالي الحصول على المخمنات الجيدة لتخمين اطياف القدرة. وعموماً ، فان مدى الصيغة المقترحة يقع خلال الفترة : (1> NRSG< 0)

٣- الجانب التجريبي :

في هذا القسم تم تطبيق اجراءات طريقتي الأرجحية العظمة العمومية المعينتين والمنجزتين من قبل كل من[8] ((Thomson) (1977 و[1] ((AL-Naqeeb) (1997) لتخمين اطياف القدرة للانحدار الذاتي للأشارة (EMG) وعلى مستويين مختلفين الشدة هما(I0) والذي يمثل تسجيل الاشارة لعضلة (Biceips Brachi) من خلال وضع اليد مستندة بعد تعريض العضلة المذكورة لحالة الاجهاد من خلال وضع ثقل قدره (5kg) في راحة اليد لمدة (5) دقائق وتسجيل الملف بعد ذلك، ولمزيد من المعلومات يمكن مراجعة المصدر [5] .

---

[*] وذلك اختصارا لـ : (Al-Naqeeb Relative Smoothed Grade)

ومن اجل تخمين كفاءة مخمنات معلمات نماذج الانحدار الذاتي ولطريقتي التخمين بالأرجحية العظمى العمومية المعينتين عند مستويي الشد المنفصلتين للأشارة (EMG) فقد تم اختيار ثلاث مقاطع زمنية هي (800ms, 400ms,100ms) والتي تحجز من قيم الأشارة (1200,600,150) على التوالي وذلك لاثبات حالة التلوث بنوعي الشوارد (A0) و (I0) ولمستويي الشد المنفصلين (I0) و (I10) على التوالي أيضا.

وكخطوة اولى باتجاه تطبيق طريقتي التخمين الحصينة ، فقد تم فحص درجة النموذج بموجب[2] – (AIC) للانحدار الذاتي والذي اثبت ان افضل تخمين لدرجة النموذج AR(P) ولكافة المقاطع الزمنية المختارة للأشارة هو نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى . هذا وقد تحسين أداء طريقتي التخمين بالأرجحية العظمى العمومية المستخدمين في معالجة الاشارة (EMG) من خلال محاكاتها على الحاسبة الدقيقة بافتراض ان قيم {(z0)}، اضافة لطيفها الابيض فانها تتبع توزيع القيم المتطرفة النوعين –للقيم العظمى وللقيم الصغرى . من جانب اخر ومن اجل أثبات اثر سقوط فرضية التوزيع الطبيعي لقيم الاشارة الضوضاء البيضاء عند مستوى الشد الاول (I0) التي تحتوي على القيم الشاردة من النوع (A0) ، فانه تم أعادة محاكاة الاشارة الضوضاء البيضاء الممهدة ذات التوزيع الطبيعي ومشكلتين الأولى عندما تكون دالة الترشيح تتضمن على المخمن المعين الناتج عن التعاقب الاخير لدالة الترشيح الحصينة بافتراض توزيع القيم المتطرفة –للقيم العظمى –والثانية عندما تكون دالة المرشح تتضمن المخمن الحصين الناتج عن التعاقب الاخير لدالة الترشيح الحصينة بافتراض توزيع القيم المتطرفة– للقيم العظمى والثانية عندما تكون دالة المرشح تتضمن المخمن الحصين الناتج عن التعاقب الاخير لدالة الترشيح الحصينة وبافتراض توزيع القيم المتطرفة –للقيم الصغرى.

وبعد المعدل على المخمنات الحصينة لمعلمات نماذج الانحدار الذاتي وقيم متوسط المربعات الخطأ (MSE) الممهدة لكافة المقاطع الزمنية ولمستويي الشد المنفصلتين تم تخمين كفاءة مخمنات المعلمات بدلالة التنبؤ وكما هي مبينة بالجدول (1)

جدول (1)

كفاءة مخمنات معلمات الانحدار الذاتي لطريقتي التخمين الحصينة بالارجحية العظمى العمومية بدلالة خطأ التنبؤ ولمستويي الشد المنفصلتين للاشارة (EMG)

طريقة النقيب		طريقة (Thomson)		المقطع الزمني (MS)	مستوى الشد
توزيع القيم المتطرفة		توزيع القيم المتطرفة			
للقيم الصغرى	للقيم العظمى	للقيم الصغرى	للقيم العظمى		
٠.٩٧٣٩٢٦٩٦	٠.٩٤٩٦٦٠٠٩	٠.٩٦٧١٣٩١٢	.٩٥١٨٢٧٤٧	١٠٠	I0
٠.٩٩٥٥٦٥٧٢	٠.٩٥٢٠٤٩١٦	٠.٩٩٢٤٠٩٤٧	٠.٩٥٢٣٢٢٩	٤٠٠	
٠.٩٩٩٧٩٠٩	٠.٩٧٩٨٧٦٨٥	٠.٩٩٦٥٤٢٢٨	٠.٩٧٩٦٣٩٣٥	٨٠٠	
٠.٩٩٣٩٢٣٤	٠.٩٨٨٨٧١٠٦	٠.٩٩٣٩٢٤٠٢	٠.٩٨٨٦٨٣٧	١٠٠	I10
٠.٩٩٨٩٦٨٥٥	٠.٩٩٩٠١٩٤٥	٠.٩٩٨٩٦٨٦	٠.٩٩٩٠١٩٤٥	٤٠٠	
٠.٩٩٩٩٩٩٨١	٠.٩٩٩٩٩٩٠٨	٠.٩٩٩٩٩٩٨١	٠.٩٩٩٩٩٩٠٧	٨٠٠	

يتضح ان مستوى كفاءة المخمنات الحصينة تزداد بازدياد طول المقطع الزمني للاشارة (EMG) ولمستويي الشد المنفصلتين قيد البحث ولطريقتي التخمين الحصينة الحصينة بالجدول أعلاه.

من جانب اخر فان مستوى كفاءة المخمنات الحصينة عند مستوى الشد الثاني I10 هو اعلى من مستوى الكفاءة المتحقق عند مستوى الشد الأول I0.

هذا ومن اجل تخمين درجة فعالية التنقية الحصينة وفقا لدالتي الوزن المرشحة لطريقتي التخمين بالارجحية العظمى العمومية ، فقد تم احتساب درجة التنقية النسبية المقترحة ولكل مستوى من مستويات الشد للاشارة (EMG) والجدول (2) يبين نتائج هذه العملية.

جدول (2)

مخمنات النقيب للتنقية النسبية المقترحة لمستويي الشد المنفصلتين للاشارة (EMG) ولكافة المقاطع الزمنية المختارة

مستوى الشد	المقطع الزمني (MS)	طريقة النقيب		طريقة (Thomson)	
		توزيع القيم المتطرفة		توزيع القيم المتطرفة	
		للقيم الصغرى	للقيم العظمى	للقيم الصغرى	للقيم العظمى
I0	١٠٠	٠.٩٩٧٨٩٣٥	٠.٧٦٨٨٩٥٩	٠.٩٩٥٧٨٨٢	٠.٧٤٨٣٤١٢
	٤٠٠	٠.٨٢٤٦٥٢٩	٠.٧٢١٨٤٢٥	٠.٨٥٥٢٩٩٢	٠.٧١٩٧٧٦٣
	٨٠٠	٠.٨٣٢٤٩٢١	٠.٥٧١٧٢٦٨	٠.٨٣٤٤٤١٣	٠.٥٧٢٨٣٦٢
I10	١٠٠	٠.٤٤٨٠٩٨٦	٠.٠٩٠٦٨٥٧	٠.٤٧٦٠٣٨٢	٠.٠٩١٠٧٤٣
	٤٠٠	٠.٤٤٨٤٦٠٩	٠.٢٤١٦٨٧	٠.٤٤٣٠١٣٤	٠.٠٢٤١٦٨٧
	٨٠٠	٠.٤٦٧٧٥٨٥	٠.١١٥٤٨٣	٠.٤٦١٢٤٥٤	٠.١١٥٤٢٤

حيث اتضح بان درجة التنقية النسبية تتناسب عكسيا مع قيم مخمنات (MSE) الممهدة، فمع انخفاض قيمة المخمن المذكور يترافق ارتفاعاً في درجة التنقية النسبية المقترحة والعكس بالعكس ، وعموماً فانه كلما اقتربت قيمة الدرجات اعلاه من الواحد الصحيح كلما دل ذلك على صلاحية الطريقة الحصينة المتبعة في المعدل على القيم الفعالة للعملية قيد البحث . وعلى العكس من ذلك ، فكلما اقتربت قيمة الدرجات اعلاه من الصفر دل ذلك على عدم صلاحية الطريقة الحصينة في الحصول على المخمنات لتخمين معلمات النموذج وبالتالي الحصول على المخمنات المناسبة لاطياف القدرة ، ويصح ذلك عندما تتضمن قيم الاشارة (EMG) على الشوارد التجميعية (A0) .

اما اذا صنفت قيم الشوارد التي تحتويها مجموعة قيم الاشارة ضمن طيف الشوارد النمطية (I0)، فان اقتراب قيمة الدرجات اعلاه من الصفر لايدل على صلاحية طريقة التخمين الحصينة المستخدمة بل يؤشر درجة تطابق مخمنات الطرائق الحصينة بالطريقة التقليدية من خلال استخدام دالة الوزن المرشحة التي تفترض صنف معين من الملوثات او الشوارد ضمن مجموعة قيم الاشارة قيد البحث والاشكال المبينة في الملحق تبين الاشارة (EMG) المحاكاة لمستويي الشد المنفصلين I0 و I10 وللمقاطع الزمنية المختارة وذلك بافتراض التوزيع الطبيعي ، توزيع القيم المتطرفة – للقيم العظمى ، وللقيم الصغرى لطيف اشارة الضوضاء البيضاء الممهدة

ولطريقتــي التخمــين الحصــينة باســتخدام اســلوب الأرجحيــة العظمــى العموميــة لــ {$\Sigma(z)$} (Thomson) و (Al-Naqeeb) على التوالي .

<u>شكر وتقدير</u>

يتقدم الباحثان بتسجيل شكرهما وتقديرهما للأستاذة الدكتورة Zeh.J.E. من جامعة *واشنطن لما أرسلت من مصادر ساهمت بشكل كبير فيما آل اليه البحث .*

References :

[1] Al- Naqeeb, A. A. (1997) : "***Robust Estimations of Power Spectra with application***" ; ph. D. Dissertation, Univ. of Baghdad, Iraq.

[2] Akaike, H. (1969) ; "**Fitting autoregressive models for predictions**"; Ann. Inst. Statist. Math., 21, 243-247.

[3] Denby, L. and Martin ; R.D. (1979) : "***Robust Estimation of the 1^{st} order autoregressive parameter***" ; JASA, 74, 140-146.USA.

[4] Haddad, N.J. ; " ***ON Robust Estimation in the first order Autoregressive Processes*** " Commum. Statist. – therory meth . , 29,1,45-54 , (2000) .

[5] Harba, M.I.A. (1981) **:** ***signal processing and digital computer techniques applied to surface electromyography***"; ph.D. Dissertation Univ. of Bristol, England.

[6] Hill, R.W. and Holland, P.W (1977): "***Two Robust Alternatives to least –squares regression***" JASA, 72, 828-833, USA.

[7] Kaiser , R . & Maravall , A . ; " ***Notes on time series analysis ARIMA Models & Signal Extraction*** " , Bonco de Espana Servicio Estudios , (2001) .

[8] Thomson, D.J., (1977): "***spectrum estimation techniques for characterization and development of WT4 waveguide-I***"; bell system Teh. J.56, 1769-1815.

[9] Zeh, J. E. (1979): ***Efficiency Robustness of Generalized M-Estimates for Autoregression and their use in Determining outlier type***"; ph. D. Dissertation, Univ. Washington, Seattle, USA.