تأثير المعلمة على دالة قدرة كثافة الطيف لنموذج الاوساط المتحركة غير الطبيعي من الدرجة الاولى– دراسة محاكاة

أ.م. محمد قدوري عبد الخضيري

كلية المنصور الجامعة

المستخلص :

يهدف هذا البحث الى تتبع تأثير المعلمة المقدرة بطريقة Iterative Process لانموذج الاوساط المتحركة غير الطبيعي من الدرجة الاولى على دالة قدرة كثافة الطيف من خلال دراسة محاكاة لأحجام عينات مختلفة وقيم أولية للمعلمة مختلفة في المقدار والاشارة وان الاخطاء العشوائية تتبع توزيعاً (متقطعاً أو مستمراً) .

أن أهم الاستنتاجات هي أزدياد قيم PSD عندما تكون اشارة المعلمة سالبة وتناقص قيم PSD عندما تكون اشارة المعلمة موجبة ولكافة التوزيعات المتقطعة والمستمرة وأن قيم PSD تقل كلما ازداد حجم العينة وأن قيم PSD في حالة التوزيعات المتقطعة اكبر نسبيا من قيم PSD للتوزيعات المستمرة .

أولاً : المقدمة

هناك العديد من الظواهر الطبيعية التي قادت الانسان الى تطوير المفاهيم الخاصة بتقديرات الطيف منها على سبيل المثال التغيرات الموسمية وأشكال القمر وحركة الاجرام السماوية .

إن الطرائق المعاصرة في التقدير الطيفي تعتمد على منهجية معينة في التقدير إذ تعتمد على مخرجات نماذج السلاسل الزمنية (AR,MA,ARMA) التي لها قدرة كثافة الطيف Power Spectral Density (PSD) التي عبارة عن دالة لمعالم الانموذج لذا تسمى الطرائق المعاصرة بالطرائق المعلمية حيث يتم أختيار انموذج السلسلة الزمنية المعلمي الملائم لتمثيل البيانات ثم تقدير معالم الانموذج الذي يتم أختياره ثم تعويض المعالم المقدرة في صيغة PSD الخاصة بالانموذج.

إن كلمة الطيف[11] Spectrum مشتقة من الكلمة اللاتينية Specter التي تعني الصورة أو الشبح، إن الاساس الرياضي لتقديرات الطيف يعود أصلها الى القرن السابع عشر حيث لاحظ العالم Isaac Newton ان ضوء الشمس المار عبر الموشور الزجاجي يتحلل الى حزم عديدة من الالوان وأكتشف ان كل لون يمثل طولاً موجياً معيناً من الضوء وأن الضوء الابيض للشمس يحتوي على جميع الاطوال الموجية .

في عام 1967 قدم الباحث Burg[6] إسلوباً جديداً في تقدير قدرة الطيف إعتماداً على فكرة ان أي تقدير طيفي ينبغي ان تكون له أعلى Entrpy مقارنة بأي قدرة طيف للبيانات المقاسة .

في عام 1996 درس الباحثون الناصر وآخرون[2] أربعة نماذج مثلثية معقدة وقارنوا طرائق التقدير الطيفي التقليدية لهذه النماذج بأستخدام المحاكاة وفي عام 1997 قام السماوي [1] بدراسة تجريبية لمقارنة طرائق التقدير في التحليل الطيفي.

ثانياً : هدف البحث

ان الهدف من البحث تتبع تأثير المعلمة المقدرة على دالة قدرة كثافة الطيف لانموذج الاوساط المتحركة من الدرجة الاولى وأن الاخطاء العشوائية للنموذج تتبع توزيعاً غير طبيعياً (متقطع او مستمر) لاحجام عينات مختلفة باستخدام المحاكاة .

ثالثاً : الطيف[12]

الطيف للعملية المستقرة عبارة عن تحويل Fourie لدالة التباين المشترك الذاتي γ_k Autocovariance function المطلقة القابلة للجمعabsolutely summable. أي أن :

$$f(w) = \frac{1}{2p} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k \, e^{-iwk} \qquad \text{....(1)}$$

وللسلسلة ذات القيم الحقيقية **Real –Values Time Series** ينتج :

$$f(w)=\frac{1}{2p}\gamma_0+\frac{1}{p}\sum_{k=1}^{\infty}\gamma_k\cos wk \qquad -p\le w\le p \qquad ....(2)$$

حيث ان :

$$\gamma_k=\gamma_{-k} \qquad \textbf{; (even function)}$$

أن γ_k يمكن تمثيلها بشكل طيفي **spectral** من خلال تكامل **Fourier-Stieltjes** وكالآتي :

$$\gamma_k=\int_{-p}^{p}e^{-iwk}\,dF(w) \qquad ....(3)$$

وتعرف **F(w)** بأنها دالة التوزيع الطيفي[3] **Spectral Density Function** ومثلها مثل اي دالة توزيع أحصائي فهي دالة غير متناقصة.

يلاحظ ان **F(w)** لا تتمتع بخواص دالة التوزيع الاحتمالي بشكل كامل وذلك لأن :

$$\int_{-p}^{p}dF(w)=\gamma_0 \neq 1$$

وأن γ_0 تمثل التباين **Variance** للسلسلة الزمنية والتي ليست بالضرورة تساوي **1** وعليه يمكن تعريفها كالآتي :

$$G(w)=\frac{F(w)}{\gamma_0}$$

وأن $G(w)\ge 0$ وكما أن :

$$\int^{p} dG(w)=1$$

من المعادلات (1) و(2) فأن تحويل Fourier كالآتي :

$$f(w) = \frac{1}{2p}\sum_{k=-\infty}^{\infty} \mathrm{r(k)}\, e^{-\mathrm{iwk}} \qquad ....(4)$$

وأن:

$$r(k) = \int_{-p}^{p} p(w) e^{-iwk} dw \qquad ....(5)$$

حيث ان :

$$wk = \frac{2pk}{n} \qquad , \mathrm{k} = 0,1,2, \ ...., \frac{\mathrm{n}}{2}$$

والدالة p(w) تسمى قدرة اللكثاافة الطيفية[10] Power Spectral Density ويرمز لها PSD وتعرف بأنها مقياس لتوزيع القدرة كدالة للتردد حيث ان التردد Frequency يمثل عدد الدورات في الثانية ويرمز له (w).
وخواص هذه الدالة هي :

$$1. \quad \int_{-p}^{p} \mathrm{p(w)d(w)} = 1$$

$$2. \quad \mathrm{p(w)} \geq 0 \qquad , \forall \ \mathrm{w}$$

$$3. \quad \mathrm{p(-w)} = \mathrm{p(w)}$$ للعمليات ذات القيم

ان الطيف[1] الذي يمثل معدل مربع دالة كثافة الطيف الى المتغير المستقل الذي يعتبر ثابت في نقطة معينة ومتغير في نقطة اخرى ويعرف بطيف القدرة حيث يستخرج من خلال حاصل ضرب دالة الكثافة بالتباين للعملية.

رابعاً : أنموذج الاوساط المتحركة من الدرجة الاولى[4]: MA(1)

Moving Average Model From first order بأستخدام عامل الازاحة الخلفي Back shift B Opertor في الصيغة الأتية :

$$x_t = q(B)a_t \qquad ....(6)$$

وبما ان $q(B)$ يمكن كتابته بالشكل الآتي :

$$q(B) = 1 - q_1(B) \qquad ....(7)$$

وبتعويض (7) في (6) ينتج :

$$x_t = (1 - q_1 B)\, a_t$$

$$= a_t - q_1 B a_t$$

$$\because \; B^j a_t = a_{t-j} \qquad ....(8)$$

$\therefore$ الصيغة العامة لأنموذج الاوساط المتحركة من الدرجة الاولى تكتب كالآتي :

$$x_t = a_t - q_1 a_{t-1} \qquad ....(9)$$

حيث ان

x_t : **قيم السلسلة الزمنية**

a_{t-i} $, i = 0,1$ **الاخطاء العشوائية**

q : معلمة نموذج الاوساط المتحركة

ولكي يكون هذا الأنموذج قابل للانعكاس **Invertible** يشترط ان تقع جذور المعادلة $q(B) = 1 - q_1 B = 0$ خارج دائرة الوحدة **unite circle** أي ان:

$$q_1 = \frac{1}{|B|} \quad ; \quad |B| > 1 \quad ; \quad |q_1| < 1$$

اما الخصائص النظرية للأنموذج MA(1):-

أ- دالة التباين المشترك الذاتي : Autocovariance Function

ان الصيغة العامة للتباين المشترك الذاتي لأنموذج الاوساط المتحركة من الدرجة الاولى يمكن كتابتها بالشكل الآتي :

$$\gamma_k = \begin{cases} (1+q_1^2)s_a^2 & ,\mathrm{k}=0 \\ -q_1 s_a^2 & ,\mathrm{k}=1 \\ 0 & ,\mathrm{k}>1 \end{cases} \quad ....(10)$$

ب – دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function

يمكن كتابة الصيغة العامة لدالة لأرتباط الذاتي لأنموذج الاوساط المتحركة من الدرجة الاولى بالشكل الآتي:

$$\rho_k = \begin{cases} \dfrac{-q_1}{1+q_1^2} & ,\mathrm{k}=1 \\ 0 & ,\mathrm{k}>1 \end{cases} \quad ....(11)$$

ج- دالة الارتباط الذاتي الجزئي[5] Partial Autocorrelation Function

يمكن كتابة الصيغة العامة لدالة الأرتباط الذاتي الجزئي لأنموذج الاوساط المتحركة من الدرجة الاولى بالشكل الآتي :

$$f_{kk} = \frac{-q_1^k(1-q_1^2)}{1-q_1^{2(k+1)}} \quad , \mathrm{k} \geq 1 \quad ....(12)$$

خامساً : تقدير معالم النموذج[7] :

يواجه الباحثون مشكلة عند تقدير معلمة أنموذج الاوساط المتحركة وهي انه أنموذج غير خطي **Non-Linear** في معالمه وبذلك لا يمكن أستخدام الطرائق التقليدية في التقدير .

ظهر حديثاً أسلوب تدعى **Iterative Process** يستخدم لتقدير معالم أنموذج الاوساط المتحركة ، ولتقدير المعلمة q_1 لأنموذج **MA(1)** وفق هذه الطريقة يكون على النحو الآتي :

$$Q\ \gamma_0 = (1 + q_1^2)\, s_a^2$$

$$Q\ \gamma_1 = -q_1 s_a^2$$

فإننا نقدر s_a^2 وفق الصيغة الآتية :

$$\hat{s}_a^2 = \frac{c_0}{1+q^2} \qquad ....(13)$$

بعد ان نعوض في المعادلة **(13)** قيمة أولية مقدارها صفراً للمعلمة q_1 وهذا يعني اننا نجعل $\hat{s}_a^2 = C_0$ ومن ثم نقدر المعلمة $\hat{q}_1$ وفق الصيغة الآتية :

$$\hat{q}_1 = \frac{C_1}{\hat{s}_a^2} \qquad ....(14)$$

حيث ان :

$$\left.\begin{aligned} C_0 &= \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} x_t^2 \\ C_1 &= \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n-1} x_t x_{t-1} \end{aligned}\right\} \qquad ....(15)$$

ونستمر بعملية التكرار حتى نصل الى مرحلة الاستقرار في قيم المعلمة q_1 .

سادساً : التمثيل الطيفي للأنموذج MA(1) [16][14] :

ان الدالة الطيفية Spectrum function تكتب بالشكل الاتي:

$$P(w)=\frac{1}{2}\gamma\ (e^{-iw})$$

عندما تكون γ_k **لها خاصية** $\left[\sum_{k=-\infty}^{\infty}|\gamma_k| < \infty\right]$ **لذا فان تحويــل فورير Furier transform ل(** γ_k **) موجود ويساوي**

$$P(w)=\frac{1}{2p}\sum_{k=-\infty}^{\infty}\gamma_k\ e^{-iwt}$$

$$=\frac{1}{2p}\sum_{k=-\infty}^{\infty}\gamma_k\ \left[\cos\ w_k - i\sin\ w_k\right];\ k=0,\mathbf{m}1,.....$$

ويمكن كتابة المعادلة أعلاه بالشكل الأتي:

$$P(w)=\frac{1}{2p}\left[\gamma_0 - 2\sum_{k=1}^{\infty}\gamma_k\ \cos w_t\right];\ -p \le w \le p$$ **[for real values]**

اما الدالة المولدة للتباين المشترك لجميع نماذج السلاسل الزمنية فهي :

$$\gamma(B)=\sum_{k=-\infty}^{\infty}\gamma_k\ B^{k}$$

$$i.e.\ \gamma(B)=\hat{s}_a y\ (B) y\ (B^{-1})$$

وللأنموذج **MA(1)** فأن تك الدالة تساوي :

$$\gamma_{(B)} = s_a^2 (1-q_1 B)\,(1-q_1 B)^{-1} \qquad ....(16)$$

يمكن الحصول على دالة الطيف للأنموذج الآتي :

$$f(w) = \frac{s_a^2}{2p}\left|1-q_1 e^{-iw}\right|^2 \;;\; -p \le w \le p \qquad ....(17)$$

$$= \frac{s_a^2}{2p}\left|1-q_1(\cos w - i\sin w)\right|^2$$

$$= \frac{s_a^2}{2p}\left|1-q_1\cos w - iq_1\sin w\right|^2$$

$$= \frac{s_a^2}{2p}\left[(1-q_1\cos w)^2 + (q_1^2\sin^2 w)\right]$$

$$= \frac{s_a^2}{2p}\left[1-2q_1\cos w + q_1^2\cos^2 w + q_1^2\sin^2 w)\right]$$

$$f(w) = \frac{s_a^2}{2p}\left[1+q_1^2 - 2q_1\cos w\right] \qquad .....(18)$$

اما الدالة الكثافة الطيفية Spectral density function للسلسلة الزمنية نساوي:

$$p(w) = \frac{f(w)}{s_x^2} \qquad .....(19)$$

$$= \frac{1}{2p} \cdot \frac{s_a^2\left[1+q_1^2 - 2q_1 \cos w\right]}{(1+q_1^2)s_a^2}$$

لذا فان دالة قدرة كثافة الطيف PSD للنموذج MA(1) تكتب كالآتي

$$p(w) = \frac{1}{2p} \cdot \frac{1+q_1^2 - 2q_1 \cos w}{1+q_1^2} \quad ; \ -p \leq \mathrm{w} \leq p \qquad ....(20)$$

سابعاً : المحاكاة

تـم تصـميم (9) تجـارب محاكـاة لتكـرار 1000 مـرة ولاحجـام عينـات (n=25,50,100) ولقـيم اوليـة للمعلمـة $(q_1 = 0.5, m0.8)$ **حيث تـم فيهـا تقـدير معلمـة لأنمـوذج الاوسـاط المتحركـة مـن الدرجـة الاولـى MA(1) بطريقـة Iterative Process وأن الاخطاء العشوائية للانموذج تتوزع توزيعاً متقطعاً (ثنـائي الحدين Binomial ، بواسون Poisson ، الهندسي Geometric) أو توزيعاً مستمراً (الاسي Exponential ،كاما Gamma، كوشي Caushy، لابلاس Laplace ، وايبل Weibull ، لوجستك Logistic) وبعد تقدير المعلمـة يـتم تعويضها في المعادلة (20) لأحتساب قيمة PSD .**

جدول رقم (1)

يبين التوزيعات الاحصائية المستمرة والصيغ الرياضية لتوليد المتغيرات العشوائية المستمرة[13]

Distributions	**Formula**
Cauchy $a_t \sim cau(\propto, b)$	$a_t = \propto + b.\tan[p(u-0.5)]$
Laplace $a_t \sim Lap(\propto, b)$	$a_t = \propto - b.Ln[2(1-u)]$
Weibull $a_t \sim Wei(\propto, b)$	$a_t = -b.[Ln(1-u)]^{\frac{1}{\propto}}$
Logistic $a_t \sim Logi(\propto, b)$	$a_t = \propto - b.Ln(\frac{1}{u} - 1)$
Gamma $a_t \sim Gam(\propto, b)$	$a_t = -b.Ln(\mathop{p}\limits_{i=1}^{\propto} ui)$
Exponential $a_t \sim Exp(b)$	$a_t = -b.Ln(1-u)$

حيث U_i قيم عشوائية تتبع التوزيع المنتظم القياسي Uniform بوسط حسابي (0) وتباين (1)

جدول (2)

يبين التوزيعات الاحصائية والصيغ الرياضية لتوليد المتغيرات العشوائية المتقطعة[8]

Distributions	**Formula**
BinomiaL $a_t \sim bi\,(n,\ p)$	$a_t = 1 \quad iF \quad 0 < u \le p$ $a_t = 0 \quad iF \quad p < u \le 1$
Poisson $a_t \sim poi\ (\ l\ )$	$-\sum_{j=1}^{n} Ln y_j \le l < -\sum_{j=1}^{n=1} Ln y_j \quad ,a_t = 1,2,\ldots$ $-Ln u > l \quad ,a_t = 0$
Poisson $a_t \sim Geo\ (p)$	$a_t = Ln\ ui/\ Ln\ (1 - p)$

وكانت النتائج كما موضحة في الجداول الآتية :

جدول (3)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع ثنائي الحدين bi (n,0.5)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.763	45	0.06394
			90	0.17485
			180	0.23848
	0.5	0.479	45	0.23364
			90	0.10242
			180	0.09576
	0.8	0.765	45	0.20273
			90	0.06758
			180	0.06121
50	-0.8	-0.782	45	0.06273
			90	0.17182
			180	0.23515
	0.5	0.490	45	0.23394
			90	0.10121
			180	0.09303
	0.8	0.782	45	0.19939
			90	0.06606
			180	0.06000
100	-0.8	-0.791	45	0.06212
			90	0.17061
			180	0.23333
	0.5	0.495	45	0.23394
			90	0.10061
			180	0.09242
	0.8	0.791	45	0.19788
			90	0.06545
			180	0.05939

جدول (4)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع Poi(2)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.703	45	0.06818
			90	0.18333
			180	0.24818
	0.5	0.772	45	0.21636
			90	0.07424
			180	0.06727
	0.8	0.874	45	0.18333
			90	0.06030
			180	0.05455
50	-0.8	-0.730	45	0.06636
			90	0.17970
			180	0.24424
	0.5	0.786	45	0.21424
			90	0.07303
			180	0.06636
	0.8	0.880	45	0.18242
			90	0.05970
			180	0.05424
100	-0.8	-0.739	45	0.06576
			90	0.17818
			180	0.24242
	0.5	0.794	45	0.21333
			90	0.07242
			180	0.06576
	0.8	0.885	45	0.18152
			90	0.05970
			180	0.05394

جدول (5)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع Geo(0.5)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.707	45	0.06788
			90	0.18273
			180	0.24758
	0.5	0.768	45	0.21667
			90	0.07455
			180	0.06758
	0.8	0.874	45	0.18333
			90	0.06030
			180	0.05455
50	-0.8	-0.729	45	0.06636
			90	0.17970
			180	0.24424
	0.5	0.784	45	0.21455
			90	0.07333
			180	0.06636
	0.8	0.980	45	0.18242
			90	0.05970
			180	0.05424
100	-0.8	-0.737	45	0.06576
			90	0.17848
			180	0.24273
	0.5	0.793	45	0.21333
			90	0.07242
			180	0.06576
	0.8	0.885	45	0.18151
			90	0.05970
			180	0.05394

جدول (6)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع Cau(1,2)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	0.765-	45	0.03273
			90	0.17455
			180	0.23818
	0.5	0.493	45	0.23394
			90	0.10061
			180	0.09242
	0.8	0.770	45	0.20121
			90	0.06697
			180	0.06061
50	-0.8	-0.775	45	0.06242
			90	0.17152
			180	0.23424
	0.5	0.485	45	0.23394
			90	0.10152
			180	0.09333
	0.8	0.770	45	0.19970
			90	0.06606
			180	0.06000
100	-0.8	-0.793	45	0.06212
			90	0.17030
			180	0.23303
	0.5	0.493	45	0.23394
			90	0.10091
			180	0.09273
	0.8	0.790	45	0.19788
			90	0.06545
			180	0.05939

جدول (7)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع Lap(1,2)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.413	45	0.09424
			90	0.21121
			180	0.26152
	0.5	0.929	45	0.19152
			90	0.06303
			180	0.05697
	0.8	0.891	45	0.18061
			90	0.05909
			180	0.05364
50	-0.8	-0.453	45	0.09000
			90	0.20939
			180	0.26364
	0.5	0.943	45	0.18879
			90	0.06212
			180	0.05636
	0.8	0.891	45	0.18030
			90	0.05909
			180	0.05364
100	-0.8	-0.474	45	0.08939
			90	0.20818
			180	0.26424
	0.5	0.950	45	0.18758
			90	0.06152
			180	0.05576
	0.8	0.894	45	0.18000
			90	0.05909
			180	0.05333

جدول (8)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع Wei(1,2)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.472	45	0.08788
			90	0.20818
			180	0.26424
	0.5	0.921	45	0.19273
			90	0.06364
			180	0.05758
	0.8	0.889	45	0.18061
			90	0.05939
			180	0.05364
50	-0.8	-0.570	45	0.08424
			90	0.20576
			180	0.26424
	0.5	0.936	45	0.19030
			90	0.06242
			180	0.05636
	0.8	0.890	45	0.18061
			90	0.05909
			180	0.05364
100	-0.8	-0.523	45	0.08303
			90	0.20455
			180	0.26424
	0.5	0.943	45	0.18879
			90	0.06212
			180	0.05636
	0.8	0.893	45	0.18000
			90	0.05909
			180	0.05333

جدول (9)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع (Exp(2

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.654	45	0.07182
			90	0.19000
			180	0.25485
	0.5	0.844	45	0.20576
			90	0.06879
			180	0.06242
	0.8	0.883	45	0.18152
			90	0.05970
			180	0.05394
50	-0.8	-0.680	45	0.07000
			90	0.18667
			180	0.25152
	0.5	0.859	45	0.20303
			90	0.06758
			180	0.06121
	0.8	0.886	45	0.18121
			90	0.05939
			180	0.05394
100	-0.8	-0.689	45	0.06909
			90	0.18545
			180	0.25030
	0.5	0.868	45	0.20182
			90	0.06697
			180	0.06091
	0.8	0.889	45	0.18061
			90	0.05909

			180	0.05364

جدول (10)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع Lagi(1,2)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.572	45	0.05273
			90	0.12491
			180	0.15854
	0.5	0.821	45	0.11564
			90	0.03818
			180	0.03455
	0.8	0.898	45	0.10836
			90	0.03564
			180	0.03218
50	-0.8	-0.670	45	0.05055
			90	0.12345
			180	0.15854
	0.5	0.863	45	0.11418
			90	0.03745
			180	0.03382
	0.8	0.880	45	0.10836
			90	0.03544
			180	0.03218
100	-0.8	-0.623	45	0.04982
			90	0.12273
			180	0.15855
	0.5	0.834	45	0.11327
			90	0.03727
			180	0.03382
			45	0.10800

	0.8	0.883	90	0.03545
			180	0.03200

جدول (11)

يبين قيم PSD لنموذج MA(1) عندما الاخطاء تتوزع Gam(1,2)

N	q_1	$\hat{q}_1$	w	PSD
25	-0.8	-0.654	45	0.07182
			90	0.19000
			180	0.25485
	0.5	0.844	45	0.20576
			90	0.06879
			180	0.06242
	0.8	0.883	45	0.18182
			90	0.05970
			180	0.05394
50	-0.8	-0.680	45	0.07000
			90	0.18667
			180	0.25152
	0.5	0.859	45	0.20303
			90	0.06758
			180	0.06121
	0.8	0.886	45	0.18121
			90	0.05940
			180	0.05340
100	-0.8	-0.689	45	0.08485
			90	0.18485
			180	0.25030
	0.5	0.868	45	0.20182
			90	0.06697
			180	0.06091

	0.8	0.890	45	0.18061
			90	0.05909
			180	0.05364

ثامناً : الاستنتاجات

1. لأحجام العينات الصغيرة والمتوسطة والكبيرة نلاحظ انه عندما تكون قيم المعلمة موجبة فأن قيم PSD تتناقص تدريجياً وأما عندما تكون قيم المعلمة سالبة فأن قيم PSD تزداد تدريجياً ولجميع التوزيعات المتقطعة والمستمرة والمستخدمة في البحث.
2. ان قيم PSD في توزيعات الاخطاء المتقطعة على الاغلب اكبر نسبيا مقارنة بقيم PSD لتوزيعات الاخطاء المستمرة .
3. لتوزيعات المتقطعة والمستمرة كلما أزداد حجم العينة قلت بشكل طفيف جدا في قيمة PSD .

تاسعاً : المصادر

1. السماوي، عباس فاضل،"دراسة تجريبية مقارنة لطرائق التقدير في التحليل الطيف"، اطروحة دكتوراه، قسم الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد،جامعة بغداد، 1997.

2. الناصر، عبد المجيد حمزة وآخرون،"مقارنة لطرق التقدير الطيف لبعض النماذج المثلثية المعقدة باستخدام المحاكاة"،مجلة كلية الادارة والاقتصاد، العدد 5619 في 1996/11/17.

3. Bloom Fieldm , P.(1976) Fourier Analysis of Time Series In Introduction,Wiley Intersience , Newyork.
4. Box, G.E.P. & Jenkins , G.M. & Reinsel, G.C. (1994) Time series Analysis Forecasting and control , 3rd, Prentice Hal New Jersey.
5. Brockwell, P.J. & Davis, R.A. (1996) Introduction to Time series and Forecasting , Springer- Verlag , Berlin, Germany.
6. Burg,J.P.(1967),"Maximum Entropy Analysis", Proceeding of the 37th Mecting of Society of Exploration Geophysicists.
7. Draper, N.R and Smith , H. (1998) Applied Regression Analysis John and Sons, Inc. London .
8. Groybeal , w.J. & Pooch, V.W.(1980) Simulation : principles and methods, Eirthrop Publishers, Inc., U.S.A.
9. Hamilton, J.D.(1994) Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
10. Jenkins, G.M. and Watts, D.G. (1968) spectral Analysis and it's Applications, Holden – Day, San Francisco.
11. Koopmans, L.H.((1974) The spectral Analysis of Time series, Acadimic press, New york and London.
12. Marple, S.L. (1987) Digital Spectral Analysis Application, Prentice – Hall, Englewood cliffs, New with Jersey.
13. Morgan, B.J.T. (1984) Elements of Simulation, chapman and Hall, London.
14. Priestly , M.B. (1981) spectral Analysis and Time Series, Vol. I and II, Acadimic press, London.
15. Wei,w.w.S. (1990) Time Series Analysis : Univariate and Multivarrate Methods, Addison Wesley publishing company Inc., U.S.A.
16. Yaffee,R.A & Mc Green M. (2000) Introdnction To Time Series Analysis and Forecasting, Acadimic press, San Diego.

The Effects of Parameter on Power Spectral Density function for Moving Average Model from First Order: A Simulation Study

Ass. Prof .Mohammed Qadoury Abed

Al-Mansour University College

Abstract:

The present paper investigates the effects of an estimated parameter by Iterative Process for Non-Gaussian Moving Average Model from first order on power spectral density function (or PSD) for samples of different sizes and parameter's initial values of different values and signs, regarding that random errors distribute either discrete or continuous. This is done by a simulation study. Among the important findings are (1) PSD values increase when the parameter sign is (-) and decrease when it is (+) for all discrete and continuous distributions; (2) PSD values increase when the sample size is deceasing ; and (3) PSD values in discrete distribution is less than those in continuous distribution.