

سلوك دالة قدرة كثافة الطيف لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي الطبيعي من الرتبة الثانية

الاستاذ المساعد محمد قدوري الخضيرى

كلية المنصور الجامعة

قسم العلوم التجارية والمصرفية

المستخلص

يهدف هذا البحث إلى تتبع سلوك دالة قدرة كثافة الطيف لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي الطبيعي من الرتبة الثانية (AR(2) من خلال إجراء دراسة تجريبية باستخدام المحاكاة Simulation لاحتساب قيم قدرة كثافة الطيف PSD ولأحجام مختلفة ولفترات موسمية مختلفة ولترددات مختلفة وان أهم الاستنتاجات التي توصل إليها الباحث هي أن قيم قدرة كثافة الطيف PSD تتناقص تدريجياً كلما ازداد حجم العينة وطول الموسم والترددات.

Introduction

أولاً: المقدمة

هناك العديد من الظواهر الطبيعية التي قادت الإنسان إلى تطوير المفاهيم الخاصة بتقديرات الطيف منها على سبيل المثال التغيرات الموسمية وأشكال القمر وحركة الأجرام السماوية.

أن الأساس الرياضي لتقديرات الطيف^[1] يعود إلى القرن السابع عشر وبالذات لعمل العالم Isaac Newton الذي لاحظ ان ضوء الشمس المار عبر

موشور زجاجي يتحلل إلى حزم عديدة من الألوان واكتشف أن كل لون يمثل طولاً موجياً معيناً من الضوء وان الضوء الأبيض للشمس يحتوي على جميع الأطوال الموجية كما أن هذا العالم أطلق عام 1971 كلمة طيف Spectrum (كلمة مشتقة من الكلمة اللاتينية Specter التي تعني الصورة أو الشبح) كمصطلح علمي لوصف الحزم اللونية للضوء.

بدأ الاهتمام بالسلاسل الزمنية في عام 1807 عندما ادعى Joseph Fourier^[1] أن أية سلسلة زمنية يمكن تبسيطها على شكل مجموعة حدودها تتضمن الجيب sin والجيب تمام cosine وسميت منذ ذلك التاريخ سلسلة Fourier.

شهد عام 1930^[7] نقطة التحول بالنسبة للتحليل الطيفي وذلك عندما نشر الباحث Norbert Wiener بجته الموسوم "التحليل الطيفي العام" وهذا البحث وضع التحليل الطيفي بقوة ضمن الأساليب الإحصائية في معالجتها للعمليات العشوائية فضلاً عن وضع تعاريف إحصائية دقيقة لكل من معاملات الارتباط الذاتي وقدرة كثافة الطيف.

قام الباحث Winter^[12] في عام 1960 بمعالجة السلاسل الزمنية التي تحتوي على الموسمية ويقصد بالسلسلة الزمنية الموسمية^[3] Seasonal Time Series مجموعة من القيم المشاهدة المأخوذة بمدد زمنية متساوية وتحتوي على ظاهرة الموسمية والتي تشير إلى النمط المتمثل لحركة السلسلة الزمنية في الأشهر المتقابلة مثلاً خلال السنوات المتتالية حيث إن السلسلة تعيد نفسها بعد فترة زمنية منتظمة من الزمن وتدعى هذه الفترة (الفترة الموسمية) ويرمز لها بالرمز (S) وقد تكون سنة أو فصلاً أو شهراً،...الخ.

أي إن

$$f(t-s) = f(t) \quad \dots\dots(1.1)$$

ثانياً: هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى تتبع سلوك دالة قدرة كثافة الطيف لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية (AR(2) من خلال إجراء دراسة تجريبية باستخدام المحاكاة Simulation لاحتساب قيم PSD ولأحجام عينات مختلفة ولفترات موسمية مختلفة ولترددات مختلفة.

ثالثاً: الطيف Spectrum

الطيف للعملية المستقرة عبارة عن تحويل Fourier لدالة التباين المشترك الذاتي المطلقة القابلة للجمع أي إن:

$$P(w) = \frac{1}{2\Pi} \sum_{K=-\infty}^{\infty} \gamma_K e^{-iKw} \quad \dots(3.1)$$

وللسلسلة ذات القيم الحقيقية ينتج:

$$P(w) = \frac{1}{2\Pi} \gamma_0 + \frac{1}{\Pi} \sum_{K=1}^{\infty} \gamma_K \cos wK, -\Pi \leq w \leq \Pi \quad \dots(3.2)$$

حيث إن:

$$\gamma_k = \gamma_{(-k)}$$

وإن γ_k يمكن تمثيلها بشكل طيفي من خلال تكامل Fourier - Stieltjes وكالاتي:

$$\gamma_k = \int_{-\Pi}^{\Pi} e^{-iKw} dP(w) \quad \dots(3.3)$$

وتعرف $P(w)$ بأنها قدرة التوزيع الطيفي Power of spectrum ومثلها مثل أي دالة توزيع إحصائي فهي دالة غير متناقصة.

يلاحظ أن $P(w)$ لا تتمتع بخواص دالة التوزيع الاحتمالي بشكل كامل وذلك لان:

$$\int_{-\infty}^{\infty} dP(w) = \gamma.$$

وان γ ليست بالضرورة تساوي واحد وعليه يمكن تعريفها كالاتي:

$$f(w) = \frac{P(w)}{\gamma}$$

وان $G(w) \geq 0$ كما أن:

$$\int_{-\infty}^{\infty} dF(w) = 1$$

وبما أن:

$$dF(w) = f(w)dw$$

فأن:

$$f(w)dw = dP(w) = \frac{P(w)}{\gamma} dw$$

من المعادلات (3.1) و (3.2) فإن تحويل Fourier كالاتي:

$$f(w) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} r(k) e^{-iwk} \quad \dots(3.4)$$

وأن:

$$r(k) = \int_{-\infty}^{\infty} p(w) e^{iwk} dw \quad \dots(3.5)$$

حيث أن:

$$w_k = \frac{2\pi k}{n} \quad \text{و} \quad k = 0, 1, 2, \dots, \frac{n}{2}$$

والدالة $p(w)$ تسمى قدرة كثافة الطيف power spectral Density

ويرمز لها PSD وتعرف بأنها مقياس لتوزيع القدرة كدالة التردد حيث أن التردد

Frequency تمثل عدد الدورات في الثانية. وخواص هذه الدالة هي:

$$1. \int_{-\pi}^{\pi} F(w)dw = 1$$

$$2. F(w) \geq 0, \forall w$$

$$3. F(-w) = F(w)$$

للمعاملات ذات القيم الحقيقية

أن الطيف الذي يمثل معدل مربع دالة كثافة الطيف الى المتغير المستقل الذي يعتبر ثابت في نقطة معينة ومتغير في نقطة أخرى يعرف بطيف القدرة.

رابعاً: نموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية [12]

Seasonal Autoregressive Model from Second order SAR(2)

باستخدام عامل الإزاحة الخلفي B في الصيغة الآتية:

$$\Phi_s(B^s)X_t = a_t \quad \dots(4.1)$$

وبما أن $\Phi_s(B^s)$ يمكن كتابته بالصيغة الآتية:

$$\Phi_s(B^s) = 1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s} - \dots - \Phi_{ps} B^{ps} \quad \dots(4.2)$$

نعوض الصيغة (4.2) في الصيغة (4.1) ينتج:

$$(1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s} - \dots - \Phi_{ps} B^{ps})X_t = a_t$$

$$X_t - \Phi_s B^s X_t - \Phi_{2s} B^{2s} X_t - \dots - \Phi_{ps} B^{ps} X_t = a_t$$

وبما أن:

$$p = 2$$

$$B^j X_t = X_{t-j}$$

∴ تكون صيغة نموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية بالصيغة الآتية:

$$X_t = \Phi_s X_{t-s} + \Phi_{2s} X_{t-2s} + a_t \quad \dots(4.3)$$

حيث:

$X_{t-is}, i = 0, 1, 2$	قيم مشاهدات السلسلة الزمنية الموسمية
s	طول الفترة الموسمية
$\Phi_{is}, i = 1, 2$	معالم الانحدار الذاتي الموسمي
p	درجة النموذج الموسمي
a_t	الخطأ العشوائي

وأن:

$$a_t \approx NID(0, \sigma_a^2)$$

وبدون فقدان العمومية قام الباحث باشتقاق الخصائص النظرية لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية:

Stationary أ. الاستقرارية: [4]

كي تتحقق الاستقرارية يشترط أن تكون جذور المعادلة
 $\Phi_s(B^s) = 1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s} = 0$ خارج دائرة الوحدة Unit Circle التي
 نصف قطرها يساوي واحد.
 لتكن جذور المعادلة: B_2, B_1

$$(1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2s} B^{2s}) = 0$$

أو:

$$\Phi_s B^s + \Phi_s B^s - 1 = 0 \quad \dots(4.4)$$

وبحل المعادلة (4.4) بطريقة الدستور (العزوم) نجد أن:

$$B_1 = \frac{-\Phi_s + \sqrt{\Phi_s^2 + 4\Phi_{2s}}}{2\Phi_{2s}}$$

$$B_2 = \frac{-\Phi_s - \sqrt{\Phi_s^2 + 4\Phi_{2s}}}{2\Phi_{2s}}$$

$$\therefore \frac{1}{B_1} = \frac{\Phi_s + \sqrt{\Phi_s^2 + 4\Phi_{2s}}}{2\Phi_{2s}}$$

$$\frac{1}{B_2} = \frac{\Phi_s - \sqrt{\Phi_s^2 + 4\Phi_{2s}}}{2\Phi_{2s}}$$

$$\therefore |Bi| > 1, i = 1, 2$$

$$\therefore \left| \frac{1}{Bi} \right| < 1, i = 1, 2$$

وهذا يعني أن:

$$\left| \frac{1}{B_1} \cdot \frac{1}{B_2} \right| = |\Phi_{2s}| < 1$$

$$|\Phi_s| = \left| \frac{1}{B_1} + \frac{1}{B_2} \right| < 2$$

∴ لكي يكون النموذج مستقرا يشترط أن يكون:

$$\left. \begin{aligned} -1 < \Phi_{2S} < 1 \\ -2 < \Phi_s < 2 \end{aligned} \right\} \dots(4.5)$$

Autocovariance

ب. التباين المشترك الذاتي:

$$\begin{aligned} (1 - \Phi_s B^s - \Phi_{2S} B^{2S}) X_t &= a_t \\ X_t &= \Phi_s X_{t-s} + \Phi_{2S} X_{t-2S} + a_t \end{aligned}$$

بأخذ التوقع والضرب بالمقدار X_{t-k} للطرفين ينتج:

$$\begin{aligned} EX_t X_{t-k} &= \Phi_s EX_{t-s} X_{t-k} + \Phi_{2S} EX_{t-2S} X_{t-k} + E a_t X_{t-k} \\ \gamma_x(k) &= \Phi_s \gamma_x(k-s) + \Phi_{2S} \gamma_x(k-2S) + \gamma_{ax}(k) \end{aligned} \dots(4.6)$$

$$\therefore \gamma_x(-k) = \gamma_x(k)$$

من أعلاه يمكن كتابة الصيغة العامة للتباين المشترك الذاتي لنموذج

الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية بالشكل الآتي:

$$\gamma(k) = \begin{cases} \Phi_s \gamma(s) + \Phi_{2S} \gamma(2S) + \sigma_a^2, k = 0 \\ \Phi_s \gamma(0) + \Phi_{2S} \gamma(s), k = s \\ \Phi_s \gamma(s) + \Phi_{2S} \gamma(0), k = 2S \\ 0, 0/s \end{cases} \dots(4.7)$$

Autocorrelation

ج. الارتباط الذاتي:

يمكن كتابة الارتباط الذاتي للنموذج SAR(2) بالشكل الآتي:

$$\rho_k = \Phi_s \rho_{k-s} + \Phi_{2S} \rho_{k-2S} \quad \dots(4.8)$$

$$\rho_s = \Phi_s + \Phi_{2S} \rho_s \quad \text{عندما } k=s$$

$$\rho_{2S} = \Phi_s \rho_s + \Phi_{2S} \quad \text{عندما } k=2S$$

من أعلاه يمكن كتابة الصيغة العامة للارتباط الذاتي للنموذج SAR(2) بالشكل الآتي:

$$\rho^{(k)} = \begin{cases} 1, k=0 \\ \frac{\Phi_s}{1-\Phi_{2S}}, k=s \\ \frac{\Phi_s^2 + \Phi_{2S} - \Phi_{2S}^2}{1-\Phi_{2S}}, k=2S \\ 0, o/s \end{cases} \quad \dots(4.9)$$

Partial Autocorrelation

ع. الارتباط الذاتي الجزئي: [12]

$$\Phi_{ss} = \rho_s = \frac{\Phi_s}{1-\Phi_{2S}}$$

$$\Phi_{2S,2S} = \frac{\left| \begin{array}{cc} 1 & \rho_s \\ \rho_s & 1 \end{array} \right|}{\left| \begin{array}{cc} \rho_s & \rho_{2S} \\ \rho_s & 1 \end{array} \right|} = \frac{\rho_s - \rho_s^2}{1 - \rho_s^2}$$

$$= \frac{\left(\frac{\Phi_s^2 + \Phi_{2S} - \Phi_{2S}^2}{1 - \Phi_{2S}} \right) - \left(\frac{\Phi_s}{1 - \Phi_{2S}} \right)^2}{1 - \left(\frac{\Phi_s}{1 - \Phi_{2S}} \right)^2}$$

$$= \frac{\Phi_{2S} [(1 - \Phi_{2S})^2 - \Phi_S^2]}{(1 - \Phi_{2S})^2 - \Phi_S^2} = \Phi_{2S}$$

من أعلاه يمكن كتابة الصيغة العامة للارتباط الذاتي الجزئي للنموذج SAR(2) بالشكل الآتي:

$$\Phi_{kk} = \begin{cases} \frac{\Phi_S}{1 - \Phi_{2S}}, k = S \\ \Phi_{2S, k=2S} \\ 0, otw \end{cases} \dots(4.10)$$

Estimate of Parameter's Model خامساً: تقدير معلمات النموذج: [2]

تم تقدير معلمتا نموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية SAR(2) بطريقة العزوم وكالاتي:

$$\hat{\Phi} = -R_k^{-1} r \dots(5.1)$$

$$\therefore \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_S \\ \hat{\Phi}_{2S} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} \hat{R}_{(0)} & \hat{R}_{(1)} \\ \hat{R}_{(1)} & \hat{R}_{(0)} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{R}_{(1)} \\ \hat{R}_{(2)} \end{bmatrix}$$

حيث أن $\hat{R}(k)$ دالة التباين المشترك الذاتي للعينة. وأن:

$$\hat{R}(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-|k|} (X_t - \bar{X})(X_{t-|k|} - \bar{X}) \dots(5.2)$$

ويمكن تقدير تباين الخطأ العشوائي $\hat{\sigma}_a^2$ للنموذج SAR(2) وفق الصيغة الآتية:

$$\hat{\sigma}_a^2 = \left(\frac{n-2}{n-3} \right) \left(\hat{R}_{(0)} + \hat{\Phi}_S \hat{R}_{(1)} + \hat{\Phi}_{2S} \hat{R}_{(2)} \right) \dots(5.3)$$

سادساً: الطيف للنموذج SAR(2): [5][15]

أن دالة قدرة كثافة الطيف لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية يكون بالشكل الآتي:

$$P(w) = \frac{\sigma_a^2}{2\pi} \cdot \frac{1}{|1 - \Phi_s e^{-isw} - \Phi_{2s} e^{-i2sw}|^2} \quad k = \pm 1, \pm 2, \dots, \pm \left(\frac{s}{2}\right) \quad \dots(6.1)$$

$$\begin{aligned} &= \frac{\sigma_a^2}{2\pi} \cdot \frac{1}{|1 - \Phi_2 (\cos sw - i \sin sw) - \Phi_{2s} (\cos 2sw - i \sin 2sw)|^2} \\ &= \frac{\sigma_a^2}{2\pi} \cdot \frac{1}{|1 - \Phi_2 \cos sw - \Phi_{2s} \cos 2sw + i(\Phi_2 \sin sw + \Phi_{2s} \sin 2sw)|^2} \\ &= \frac{\sigma_a^2}{2\pi} \cdot \frac{1}{1 + \Phi_s^2 \cos^2 sw + \Phi_{2s}^2 \cos^2 2sw - 2\Phi_s \cos sw - 2\Phi_{2s} \cos 2sw + 2\Phi_s \Phi_{2s} \cos sw \cos 2sw \\ &\quad + \Phi_s^2 \sin^2 sw + \Phi_{2s}^2 \sin^2 2sw + 2\Phi_s \Phi_{2s} \sin sw \sin 2sw} \\ &= \frac{\sigma_a^2}{2\pi} \cdot \frac{1}{1 + \Phi_s^2 + \Phi_{2s}^2 - 2\Phi_s \cos sw - 2\Phi_{2s} \cos 2sw + 2\Phi_s \Phi_{2s} \cos sw \cos 2sw \\ &\quad + 4\Phi_s \Phi_{2s} \sin sw \sin 2sw} \\ &= \frac{\sigma_a^2}{2\pi} \cdot \frac{1}{1 + \Phi_s^2 + \Phi_{2s}^2 - 2\Phi_s \cos sw - 2\Phi_{2s} \cos 2sw + 2\Phi_s \Phi_{2s} \cos sw} \\ &= \frac{\hat{\sigma}_a^2}{2\pi} \cdot \frac{1}{1 + \hat{\Phi}_s^2 + \hat{\Phi}_{2s}^2 - 2\hat{\Phi}_s \left(1 - \hat{\Phi}_{2s}\right) \cos sw - 2\hat{\Phi}_{2s} \cos 2sw} \quad \dots(6.2) \end{aligned}$$

Simulation

سابعاً: المحاكاة [8][11]

تم تصميم تجربة محاكاة لاحتساب دالة قدرة كثافة الطيف POD لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة الثانية (SAR(2) وكررت التجربة (5000) مرة لأحجام عينات (n=25,50,100) ولقيم أولية للمعلمات $\Phi_s = \begin{pmatrix} -1.5 \\ +0.75 \end{pmatrix}, \Phi_{25} = \begin{pmatrix} +0.56 \\ 0.5 \end{pmatrix}$ وللفترات الموسمية (S=4,12) حيث تم تقدير معلمتا النموذج بطريقة العزوم وان الأخطاء العشوائية للنموذج تتوزع طبيعياً بوسط حسابي صفر وتباين σ^2 وكانت النتائج كالآتي:

جدول (1)

يبين قيم PSD للنموذج SAR(2)

n	w	S=4		S=12	
		$\Phi_s = -1.5$ $\Phi_{25} = +0.56$	$\Phi_s = 0.75$ $\Phi_{25} = -0.5$	$\Phi_s = -1.5$ $\Phi_{25} = 0.56$	$\Phi_s = 0.75$ $\Phi_{25} = -0.5$
25	45	0.009984	0.009608	0.008892	0.007304
	90	0.007304	0.004862	0.003652	0.002431
	135	0.006710	0.004451	0.003355	0.002327
	180	0.005113	0.003992	0.003041	0.002083
50	45	0.009962	0.009600	0.008309	0.007196
	90	0.007288	0.004850	0.003615	0.002422
	135	0.006707	0.004217	0.003329	0.002259
	180	0.005047	0.003643	0.003024	0.002065
100	45	0.009955	0.009583	0.008177	0.007110
	90	0.007094	0.004790	0.003611	0.002404
	135	0.006686	0.004013	0.003301	0.002193
	180	0.004818	0.003317	0.002994	0.002044

Conclusions

ثامناً: الاستنتاجات

- ١- تتناقص قيم PSD كلما ازداد حجم العينة (n).
- ٢- تتناقص قيم PSD كلما ازداد طول الموسم (s).
- ٣- تتناقص قيم PSD كلما ازداد التردد (w).

تاسعاً: التوصيات

- ١- تعميم هذه الدراسة لتشمل نماذج الانحدار الذاتي الموسمية من الرتبة العليا (P).
- ٢- تعميم هذه الدراسة لتشمل نماذج السلاسل الزمنية الموسمية الأخرى مثل نموذج الأوساط المتحركة SMA والنموذج المختلط SARMA والنماذج الأخرى التي لا تتصف بالموسمية.

References

عاشراً: المصادر

1. Bloom fieldm, P. (1976) Fourier Analysis of Time Series: In Introduction, Wiley Interscience, New York.
2. Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. & Reinsel, G.C (1994) Time Series Analysis: Forecasting and control, 3rd, Prentice Hall, New Jersey.
3. Brockwell, P.J and Davis, R.A (1996) Introduction to time Series and Forecasting, Springer-Verlag, Berlin, Germany.
4. Hamilton, J. (1994) Time Series, Princeton Universtiy Press, Priceton.
5. Jenkins, G.M. & Watts, D.G. (1968) Spectral Analysis and it's Application, Holden – Day, San Francisco.
6. Kay, S.M (1988) Modern Spectral Estimation: Theory and Application, Englewood cliffs, NJ, Prentice – Hall.
7. Koopmans, L.H. (1974) The Spectral Analysis of time Series, Acadimic Press, New York.
8. Morgan, B.J.T. (1984) Elements of Simulation, Chapman and Hall, London.
9. Priestly, M.B. (1981) Spectral Analysis and Time Series, Vol. (1,2), Acadimic press, London.
10. Wei, W.W.S. (1990) Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods, Addison Wesley Publishing Company Inc., U.S.A.
11. Wood, A.T.A. & Groce, C. (1994) Simulation of Stationary Gaussian Processes, Jornal of Computational and graphical statistics 3, PP. (409-423).
12. Yaffee, R.A. & Mc Gee, M. (2000) Introduction To Time Series Analysis and Forecasting, Academic Press, San Diego.

**The Behavior of Power Spectral Density
Function for Gaussian Seasonal Autoregressive
Model From Second Order
– Simulation Study –**

Ass. Prof. Muhammad K. Abid
Mansour University College

ABSTRACT

The research aims the behavior of power spectral Density function for Gaussian Seasonal Autoregressive Model from order (2), by doing an experimental Simulation study. This is to calculate the Values of power spectral Density function of different Sample Sizes for different Seasonal length and of different frequencies.

Among the main conclusion is that PSD Values decrease gradually when the sample size, season length and frequencies increase.