المقارنة بين طرائق تقدير معلمة الفروق الكسرية واعتمادها في تقدير افضل انموذج خطي للسلسلة الزمنية في المجال البيئي

أ.م.د سعد احمد عبد الرحمن مصطفى ابراهيم جاسم

جامعة بغداد – كلية الادارة و الاقتصاد

المستخلص:

لكي تتحقق الاستقرارية في العمليات العشوائية والتي تسمى عمليات الانحدار الذاتي للاوساط المتحركة والتي يرمز لها ARMA(p.q) يجب ان تكون جذور المعادلة لهذا النموذج خارج دائرة الوحده $\emptyset q(B) = 0$, $\theta p(B) = 0$ ومع ذلك قد تكون هذه النماذج غير مستقرة وتصبح مستقرة بعد العديد من التحويلات والفروق ، ان هذه النماذج الجديدة تدعى بعمليات الانحدار الذاتي للاوساط المتحركة التكاملية ويرمز لها ARFIMA(p,d,q) وقد تكون هذه الفروق اعداد صحيحة او كسرية .

والجدير بالذكر ان السلاسل الزمنية التي تتسم اعتماد المدى الطويل (الذاكرة الطويلة) فان الاستقرارية تتحقق باخذ الفروق الكسرية التي تقع ضمن الفترة المغلقة [0.5 ,-0.5] ويشار لها اختصارا" ARFIMA(p,d,q). وفي هذا البحث سيتم التعامل مع الفروق الكسرية للانموذج والتي تقع ضمن الفترة المغلقة [0.5 ,-0.5] . يهدف هذا البحث الى تقدير معلمة الفروقات الكسرية (d) وبثلاثة طرق وباستخدام بيانات حقيقية من وزارة البيئة والتي تتضمن نسب تلوث الهواء في مدينة بغداد بمادتي ثاني اوكسيد النتروجين (NO_2) ومادة الاوزون (O_3) والطرق هي اولا": طريقة انحدار مخطط الدورية والمسماة طريقة (Geweke and Porter-Hudak) ويرمز لها اختصارا (GPH) ثانيا: طريقة انحدار مخطط الدورية الممهد (smoothed periodogram regression) . ثالثا: الطريقة المسماة (KASHYAP AND EOM) وتم استخدام متوسط مربعات الخطأ (MSE) والخطأ المعياري (SD) كمقياسين للمفاضلة بين هذه الطرق الثلاثة في تقدير المعلمة . وتم استخدام معيار اكياكي (Akaike) لاختيار افضل نموذج من النماذج الخطية المفترضة.

هدف البحث : يهدف البحث الى اجراء مقارنة بين ثلاثة طرائق لتقدير معلمة الفروقات الكسرية والتوصل الى افضل طريقة بالاعتماد على معايير المفاضلة وباستخدام بيانات حقيقية . كما ويهدف البحث الى اعتماد

معلمة الفروقات المختارة في تقدير افضل نموذج خطي من بين نماذج الانحدار الذاتي ــ اوساط متحركة (ARMA).

المصطلحات الرئيسية للبحث: عمليات ARFIMA(p,d,q)، انحدار مخطط الدورية، الذاكرة الطويلة

Abstract:-

In order to achieve stability, stochastic processes and operations which are called autoregressive moving average and symbolized by the ARMA (p,q) must be the roots of the equation for this model outside the unit circle θp (B) = 0, Øq (B) = 0, however this may be the models are unstable and become stable after several transfers and differences, that these new models are called integreated autoregressive moving average processes and symbolized ARFIMA (p, d, q) these differences may be integer or fractional. It is worth mentioning that the time series characterized by the adoption of long-term (long memory), the stability, achieved snapped a fractional differences that fall within the closed period [-0.5,0.5] and referred to as the short "ARFIMA (p, d, q). In this research will be dealt with fractional differences of the model, which is located within the closed period [-0.5-0.5] . This research aims to estimate the parameter of fractional differences (d) and three ways and using real data from the Ministry of Environment, which includes rates of air pollution in the city of Baghdad polychlorinated nitrogen dioxide (NO2) and ozone material (O3) and the first way ": the way logarithim periodogram regression, called the method (Geweke and Porter-Hudak) and symbolizes her short (GPH) Second: the way smoothed periodogram regression. Thirdly, the way so-called (KASHYAP AND EOM)and was used average squares error (MSE) and standard error (SD) as scales to differentiate between these three methods to estimate the parameter. was used standard Akiaki to choose the best model of linear models assumed.

1- المقدمة:[5]

بداية الاهتمام بعمليات الذاكرة الطويلة كان من خلال فحص البيانات في العلوم الفيزيائية، وسبقه الاهتمام من قبل الاقتصاديين، وربما أشهر مثال كان في علوم المياه وكان يتضمن تدفقات المد والجزر والتدفقات الداخلية في الصهاريج وقد وثقت من قبلHurst (1951). المقالات لـ Hurst (1951,1956) حلل 900 سلسلة زمنية خاصة بعلوم طبيعة الارض وكان الدافع لها فهم استمرار تدفق الانهار وتصميم الخزانات

نماذج الذاكرة الطويلة كانت أيضاً من اهتمام الباحثين بالتقلبات المناخية. كثير من الباحثين لاحظوا صعود واضح بدرجات الحرارة العالمية منذ النصف الاول من القرن التاسع عشر . وهنالك مسألة مناخية مهمة فيما إذا كان ارتفاع درجات الحرارة هي دليل على تغيير المناخ من الاحتباس الحراري الناجم عن انبعاث الغازات التي هي من صنع الانسان أم هي مجرد جزء من التغييرات الدورية العادية والتي تظهر في قراءات درجات الحرارة بالعالم.(1951)Hurst, mandlbort and wallies (1968)[3]كانوا ايضاً مدركين بأن السلاسل الزمنية الخاصة بدرجات الحرارة وحزام الاشجار تظهر خصائص الذاكرة الطويلة.

والجدير بالذكر إن السلاسل الزمنية التي تتسم باعتماد المدى الطويل (الذاكرة الطويلة) فإن الاستقرارية تتحقق بأخذ الفروق الكسرية (d) التي تقع ضمن الفترة المغلقة [-0.5,0.5] وذلك بتطبيق الإنموذج المختلط المتكامل كسرياً Fractional Integrated Mixed Time Series Model ، ويشارله أختصاراً ARFIMA(p,d,q) . وبناءً عليه يمكن أن تعد نماذج الذاكرة الطويلة (ARFIMA) التي تسمح بأن تكون قيمة معلمة الفروق قيمة كسرية وهي جزء من النماذج الموسعة للسلاسل الزمنية بالمقارنة مع نماذج الذاكرة القصيرة (ARIMA) التي تكون فيها قيمة (d) متمثلة بمعلمة الفروق الصحيحة، وبذلك فإن النماذج (ARFIMA) التي تتطرق للإستمرارية في البيانات هي البديل لنماذج (ARIMA) لكون الأخيرة تعجز عن تطبيق الفروق الكسرية . يقدم التكامل الكسري للباحثين ادوات ذات دقة عالية لوصف سلاسلهم الزمنية وذلك عن طريق معاملة البيانات بشكل عام على انها متكاملة كسريا عند صياغة النماذج لبياناتهم.

2 - الجانب النظري: [1,4,6]

هنالك عدة طرائق يمكن استخدامها في تقدير معلمة الفروقات (d) وسنتطرق الى الطرائق الثلاثة الاتية:

2-1 طريقة انحدار لوغاريتم المخطط الدوري Log – Periodogram Regression Method

لقد اقترحت هذه الطريقة من قبل (Geweke and Porter-Hudak,1983، وبين الباحثان ان هذه الطريقة والتي اطلق عليها تسمية (GPH) يمكن استخدامها في حالة العينات الصغيرة ايضاً. ولوصف هذه الطريقة، لتكن العملية $\{x_t\}$ تخضع للعملية ARIMA(p,d,q) وكما يأتي:

$$\emptyset(B)\,(1-B)^d\,x_t = \theta(B)\,\epsilon_t$$

$$(1-B)^d x_t = u_t$$

$$\therefore\ u_t = \emptyset^{-1}(B)\,\theta(B)\,\epsilon_t \ldots..(2-1)$$

إذ أن (B) $\emptyset$ ، (B) θ هما متعددتا الحدود لمعلمات الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك على التوالي، اذ ان

$$\emptyset(B) = 1 - \emptyset_1 B - \emptyset_2 B^2 - \cdots \emptyset_p B^p$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B_1 - \theta_2 B_2 - \cdots \theta_q B_q$$

وان $(1-B)^d$ عامل الفرق الكسري $(1-B)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(j-d)}{\Gamma(j+1)\Gamma(-d)} B^j$

وان (d) هي معلمة الفروقات الكسرية

$\{\epsilon_t\}$ عملية التشويش الأبيض بمتغيرات مستقلة متماثلة(i.i.d.) وتتبع توزيع $N\,(0\,,\sigma_\epsilon^2)$.

حيث ان $\{u_t\}$ تمثل عملية مستقرة بمتوسط (0) وتباين (σ_u^2) ، ولها كثافة طيف $f_u(w)$ عندما $0 < w < \pi$. وبذلك فان دالة كثافة الطيف للعملية $\{x_t\}$ يمكن كتابتها بالصيغة الاتية :

$$f(w) = fu(w)\left\{2\sin\left(\frac{W}{2}\right)\right\}^{-2d} \ldots(2-2)$$

ويأخذ اللوغارتم لدالة كثافة الطيف $f(w)$

$$ln\{f(wj)\} = ln\{fu(wj)\} - dln\left\{2\sin\left(\frac{wj}{2}\right)\right\}^2 \ldots(2-3)$$

لتكن $wj=2\pi j/n, j=0,1,\ldots.n/2$. تمثل مجموعة من تكرارات فورير (Fourier)المتناسقة (harmonic) و n يمثل حجم العينة.

وباضافة وطرح المقدار $(\ln\{fu(0)\})$ الى الطرف الايمن من المعادلة (2-3)يصبح لدينا:

$$ln\{f(w_j)\} = ln\{fu(0)\} - dln\left\{2\sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 + ln\{fu(w_j)\} - ln\{fu(0)\}. . . (2-4)$$

$$\ln\{f(wj)\} = \ln\{fu(0)\} - dln\left\{2\sin\left(\frac{wj}{2}\right)\right\}^2 + \ln\{\frac{fu(wj)}{fu(0)}\}. . . \text{ (2-5)}$$

وبعدها نضيف $ln\{I(w_j)\}$ الى طرفي المعادلة السابقة حيث ان $I_x(w)$ يعرّف بالمخطط الدوري للعينة

بحيث ان $I_x(w) = 1/2\pi\{R(0) + 2\sum_{s=1}^{n-1} R(s)\cos(sw)\}$ ....(2-6)

وان R(s) يعرف بدالة التباين الذاتي للعينة

$$R(s) = 1/n\sum_{i=1}^{n-s}(x_i - \bar{x})(x_{i+s} - \bar{x}) \quad s = 0, \mp1, \ldots . \mp(n-1) \ldots (2-7)$$

وبتعويض المخطط الدوري للعينة اي المعادلة (2-6) في المعادلة (2-5) نحصل على

$$ln\{I(w_j)\} + ln\{f(w_j)\} = ln\{fu(0)\} - dln\left\{2\,sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 + ln\left\{\frac{fu(w_j)}{fu(0)}\right\} + ln\{I(w_j)\} \ldots (2-8)$$

$$ln\{I(w_j)\} = ln\{fu(0)\} - dln\left\{2\sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 + ln\left\{\frac{fu(wj)}{fu(0)}\right\} + ln\{I(wj)\} - \ln\{f(wj)\} \quad . . . (2-9)$$

$$\ln\{I(w_j)\} = \ln\{fu(0)\} - dln\left\{2\sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 + \ln\left\{\frac{fu(w_j)}{fu(0)}\right\} + \ln\left\{\frac{I(w_j)}{f(w_j)}\right\}. . . \text{ (2-10)}$$

واذا كان الحد الاعلى لـــــ j وليكن g(n) فأن $g(n)/n\to 0$ عندما $n\to\infty$ واذا كان W_j قريب من الصفر اي ان $W_j \le W_{g(n)}$ بحيث ان $W_{g(n)}$ تكون صغيرة اذن فان الحد $\ln\left\{\frac{fu(w_j)}{fu(0)}\right\}$ سيكون صغير جدا (negligible) بالمقارنة بالحدود الاخرى الموجودة في الجانب الايمن من المعادلة لذا فان المعادلة تقترب الى مايلي:

$$ln\{I(w_j)\} \approx ln\{fu(0)\} - dln\left\{2\sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 + \ln\left\{\frac{I(w_j)}{f(w_j)}\right\} \quad \ldots \quad (2\text{-}11)$$

ومن المعروف بأن صيغة معادلة الانحدار هي:

$$y_j = a + bx_j + e_j \qquad j = 1, 2, \ldots\ldots g(n). \ldots (2-12)$$

وبمقارنة المعادلة رقم (2-12) مع المعادلة رقم (2-11) التي تم الحصول عليها نلاحظ الاتي:

$$y_j = ln\{I(w_j)\} \text{ و } x_j = ln\left\{2\sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 \text{ و } b=-d \quad e_j = \ln\left\{\frac{I(w_j)}{f(w_j)}\right\} + C$$

$$a = ln\{fu(0)\} - C$$

$$c = E[-ln\{I(w_j)/f(w_j)\}]$$

عندما $d\epsilon(-0.5,0.0)$ فان عناصر المتسلسلة

$$\{ln[I(w_j)/f(w_j)]\} \qquad j = 1, 2, \ldots\ldots g(n)$$

وكما بين الباحثان (Geweke and Porter-Hudak) تتوزع كمتغيرات عشوائية مستقلة لتوزيع كامبل (Gumbel) وبوسط حسابي يساوي 0.577216- وتباين $\pi^2/6$ لذا فان عناصر المتسلسلة $\{e_j\}$ تتوزع كمتغيرات عشوائية مستقلة لتوزيع (Gumbel) وبوسط حسابي يساوي صفر وتباين $\pi^2/6$

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) فان

$$\hat{d} = -\frac{\sum_{j=1}^{g(n)}(x_j-\bar{x})y_j}{\sum_{j=1}^{g(n)}(x_j-\bar{x})^2} \quad \ldots (2\text{-}13)$$

والتباين

$$var(\hat{d}) = \frac{\pi^2}{6\sum_{j=1}^{g(n)}(x_j-\bar{x})} \quad \ldots (2\text{-}14)$$

2-2 ـالطريقة الثانية: طريقة المخطط الدوري الممهد (smoothed periodogram)

سوف نستخدم في هذه الطريقة مقدر متسق لدالة الطيف وهو المخطط الدوري الممهد باستخدام نافذة بارزين للتباطؤ (Parzen lag window) لتقدير معلمة الفروقات الرئيسية (d) في معادلة الانحدار وبالاستناد الى المخطط الدوري الممهد والتي تكون بالشكل التالي:

$$\ln\{f_s(w_j)\} = \ln\{fu(0)\} - d\ln\left\{2\sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 + ln\{f_s(w_j)/f(w_j\} + \ln\left\{\frac{fu(w_j)}{fu(0)}\right\} \quad \ldots (2\text{-}15)$$

حيث ان$f_s(w_j)$ يعرف بالمخطط الدوري الممهد ويكون بالشكل

$$f_s(w_j) = \frac{1}{2\pi}\sum_{s=-m}^{m} k\left(\frac{s}{m}\right)R(s)\cos(sw_j) \ldots \quad (2-16)$$

وان $k(u)=k\left(\frac{s}{m}\right)$ تمثل نافذة التباطؤ بارزين وهي دالة مستمرة وزوجية في المدى $-1 < u < 1$ و $k(0)=1$ و $k(-u)=(u)$ والمعلمة m والتي يشار اليها عادة بنقطة البتر هي دالة لـــــــ n (حجم العينة) وتختار بحيث ان $n\to\infty, m\to\infty, (m/n)\to 0$

و $0 < \beta < 1, m = n^{\beta}$

وبتحديد المدى لـ j $1 \le j \le g(n)$ واختيار g(n) كما في الطريقة الاولى ستكون معادلة الانحدار بالشكل التالي:

$$ln\{f_s(w_j)\} \approx ln\{fu(0)\} - dln\left\{2sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2 + ln\{f_s(w_j)/f(w_j\} \ldots (2-17)$$

وبمقارنة المعادلة (2-17) بمعادلة الانحدار الخطي البسيط المبينة بالصيغة (2-12)

نجد ان :

$y_j = ln\{f_s(w_j)\}$ و b=-d و $x_j = ln\left\{2sin\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}^2$

$e_j = ln\{f_s(w_j)/f(w_j)\}$ و $a = ln\{fu(0)\}$

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) فان الصيغة المقدرة لمعلمة الفروق $\hat{d}$ يمكن ان نحصل عليها كما في الصيغة (2-13)

والتباين يكون

$$var(\hat{d}) \approx 0.53928 \frac{m}{n\sum_{j=1}^{g(n)}(x_j - \bar{x})^2} \qquad w \neq 0, \pi$$

وعندما d∈(-0.5,0.0) فان $ln\{f_s(w_j)/f(w_j)\}$ له توزيع طبيعي بوسط حسابي يساوي صفر وتباين كما يلي:

$$var\left[ln\left\{\frac{f_s(w_j)}{f(w_j)}\right\}\right] \approx \begin{cases} 0.539285(\frac{m}{n}) & w \neq 0, \pi \\ 1.07856\ (\frac{m}{n}) & W = 0, \pi \end{cases}$$

3-2 الطريقة الثالثة : تسمى هذه الطريقة بطريقة (Kashyap and Eom) عمل هذان العالمان سنة 1988باستخدام هذه الطريقة حيث لدينا معادلة الانحدار التالية : [2]

$$lnI_x(w_j) = ln\sigma^2 - dln\left\{4sin^2\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\} + \ln\left\{\frac{I_u(w_j)}{\sigma^2}\right\} \ldots (2-18)$$

حيث ان $lnI_x(w_j)$ يمثل المخطط الدوري لحد الخطأ وبمشابهة هذة المعادلة بنفس معادلة الانحدار البسيطة السابقة (2-12)

وعند مقارنة المعادلتين نحصل على:

$$y_j = lnI_x(w_j)$$

$$a = ln\sigma^2$$

$$x_j = ln\left\{4sin^2\left(\frac{w_j}{2}\right)\right\}$$

$$b = -d$$

ويتم استخراج المقدر $\hat{d}$ بطريقة الـــــــ (OLS) وفق الصيغة (13-2).

3. الجانب العملي

3-1: وصف عينة البحث

تم الحصول على البيانات الخاصة بالبحث والتي تتعلق بالتلوث البيئي في مدينة بغداد من سجلات وزارة البيئة ولمادتي الاوزون (O_3) وثاني اوكسيد النتروجين (NO_2) وللسنتين 2011,2012 حيث كان التسجيل لبيانات التلوث اكثر من مرة في اليوم الواحد اذ بلغ عدد المشاهدات لكل سلسلة 5000 مشاهدة (قراءه).

3-2: تقدير معلمة الفروق الكسرية له:

وباستخدام برنامج R الاحصائي وباستخدام الحزم الاحصائية المتوفرة في البرنامج (packages) تم تقدير المعلمة (d) بالطرق الثلاثة المذكورة في الفصل الثاني (يمكن ملاحظة الرسوم البيانية للسلسلتين الزمنيتين موضوع البحث قبل اخذ الفروق وبعد اخذ الفروق بالاعتماد على معلمة الفروق الكسرية المقدرة بالطرائق الثلاثة والمبينة في الملحق) وكانت النتائج كما يلي:

1ـــ السلسلة الزمنية لثاني اوكسيد النتروجين (NO_2)

الجدول (1) يبين نتائج تقدير معلمة الفروق الكسرية $\hat{d}$ لسلسلة الزمنية(NO_2) باستعمال طرائق التقدير الثلاثة المذكورة في الجانب النظري ، وبملاحظة تلك النتائج نجد ان افضل تقدير كان لطريقة الـــــــ smoothed periodogramوبالاعتماد على معياري المفاضلة الانحراف المعياري(SD) والخطأ المعياري(SE) لها حيث كانا اقل قيمة.

(1)

methods	GPH	smoothed periodogram	Kashyap and Eom
d^value	0.3331063	0.27051	0.212062
SD	0.8485939	0.03176126	0.05402317
SE	0.07633678	0.04075286	0.0485975

2- السلسلة الزمنية للاوزون (O_3)

الجدول (2) يبين نتائج تقدير معلمة الفروق الكسرية $\hat{d}$ لسلسلة الزمنية(O_3) باستعمال طرائق التقدير الثلاثة المذكورة في الجانب النظري ، وبملاحظة تلك النتائج نجد ان افضل تقدير كان لطريقة الـــــ smoothed periodogramوبالاعتماد على معياري المفاضلة الانحراف المعياري(SD) والخطأ المعياري(SE) لها حيث كانا اقل قيمة.

(2)

methods	GPH	smoothed periodogram	Kashyap and Eom
d^value	0.4498419	0.5118457	0.2863783
SD	0.0848592	0.03174049	0.05402304
SE	0.08949818	0.04501605	0.05697631

3-3: تقدير افضل نموذج خطي لتمثيل السلسلتين الزمنيتين (NO_2) و(O_3)

بعد ان تبين بان افضل طريقة لتقدير المعلمة (d) هي طريقة المخطط الدوري الممهد (smoothed periodogram method) (علما" ان نقطة البتركانت تساوي 0.5) لأن الانحراف المعياري ومتوسط مربعات الخطأ في هذه الطريقة اقل من الانحراف المعياري ومتوسط مربعات الخطأ في الطريقتين الاخريين ، فقد تم اخذ معلمة الفروقات الرئيسية الناتجة بهذه الطريقة لاستقرار السلسلتين الزمنيتين (NO_2) و(O_3) ولاختيار افضل نموذج احصائي لـ (ARFIMA)(p,d,q) تم استخدام معيار اكياكي (Akaike's Information Criteria) للمفاضلة بين النماذج الاحصائية المفترضة وكانت النتائج كما مبينة في الجدول (3)

جدول (3) يمثل نتائج السلسلتين باستخدام معيار اكياكي

درجة نموذج الانحدار الذاتي p درجة نموذج الاوساط المتحركة q	السلسلة NO_2	السلسلة O_3
	Akaiaki Value	
(p=1,q=1) *	14255.19	29691.47
(p=1,q=2)	14260.66	29698.8
(p=1,q=3)	14273.29	29996.19
(p=2,q=2)	14298.11	30069.38
(p=2,q=1)	14300.11	30054.03
(p=2,q=3)	14299.04	30082.86
(p=3,q=3)	14297.3	30082.86
(p=3,q=1)	14298.11	30066.25
(p=3,q=2)	14296.46	30086.86

وقد تبين بان افضل نموذج افتراضي بعد اخذ معلمة الفروقات (d) للسلسلتين الزمنيتين هو عندما p=1 و q=1 اي ARFIMA (1,d,1)

اي افضل نموذج خطي بالنسبة للسلسلة الزمنية لثاني اوكسد النتروجين(NO_2)

يكون (p=1, d= 0.27051, q=1)

اما افضل نموذج خطي بالنسبة للسلسلة الزمنية لغاز الاوزون (O_3) فكان:

(p=1, d= 0.5118457, q=1)

4. الاستنتاجات:

1. تبين بان طريقة انحدار مخطط الدورية الممهد (smoothed periodogram regression) افضل طرائق التقدير الثلاثة في تقدير معلمة الفروقات الكسرية (d) في النموذج

ARFIMA(p,d,q)

2. تبين بان افضل نموذج خطي بالنسبة للسلسلة الزمنية NO_2 هو عندما تكون p=1 و q=1 و d= 0.27051 اي يكون النموذج الخطي (p=1, d= 0.27051, q=1)

وان افضل نموذج خطي بالنسبة للسلسلة الزمنية O_3 عندما تكون p=1 و q=1 و d=0.5118457 اي يكون النموذج الخطي (p=1, d= 0.5118457, q=1)

3- تبين ان مادتي الاوزون (O_3) وثاني اوكسيد النتروجين (NO_2) لهما صفة الذاكرة الطويلة في بياناتهما وهذا مؤشر خطير في التاثير على المدى الطويل لتلك المادتين وتاثيرهما السلبي على البيئة

5- التوصيات :

1- تقدير معالم الذاكرة الطويله غير المستقرة والتي معلمتها تتغير مع الزمن (time-varying long memory parameter)

2- تقدير معالم الذاكرة الطويلة في النماذج الخطية المتعددة (multivariate-long memory models)

3- وضع اجهزة قياس للبيئة في الساحات العامة تظهر نسب التلوث في الجو

4- تطبيق بعض الاجراءات المتبعة في بعض الدول المتقدمة في مجال البيئة بسن قانون تحديد اعلى مستوى للتلوث وبعده تكون عطلة رسمية على غرار ارتفاع درجة الحرارة في بعض المدن

5- المصادر:

1-Hassler UWE, (1993), "Regression of Spectral Estimators with Fractionally Integrated Time Series", Journal of Time Series Analysis Vol. 14. No. 4. Blackwell Publishers Oxford, UK and Cambridge, USA

2-KASHYAP, R. L. and EOM, B.(1988) Estimation in lon-memory time series models J.time series Anal.9, 35-41

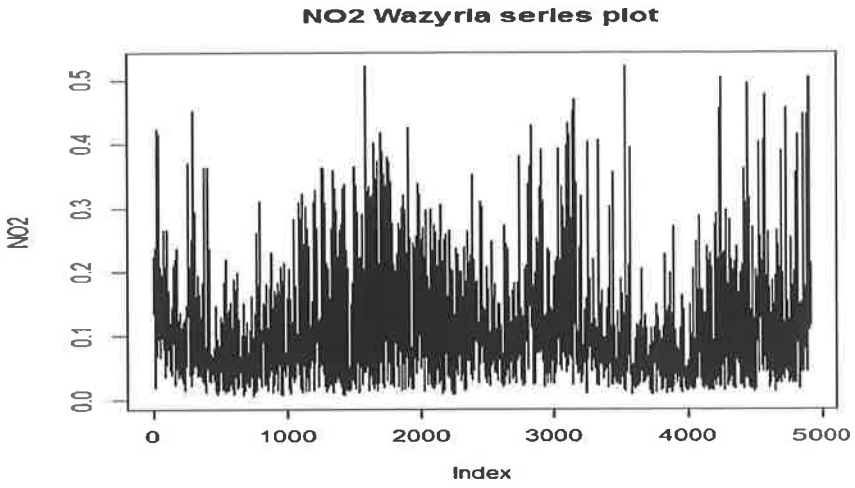
3-Mandelbrot , B.B. , and Wallis ,J.R.(1969)." Computer Experiments with Fractional Gaussian Noises : Part 1,2,3 ". Water Resources Research , No.1 , Vol. 5

4-Porter – Hudak , S. (1982). Long – Term Memory : Modelling A simplified Spectral Approach . Unpublished Ph.D Dissertation , University of Wisconsin

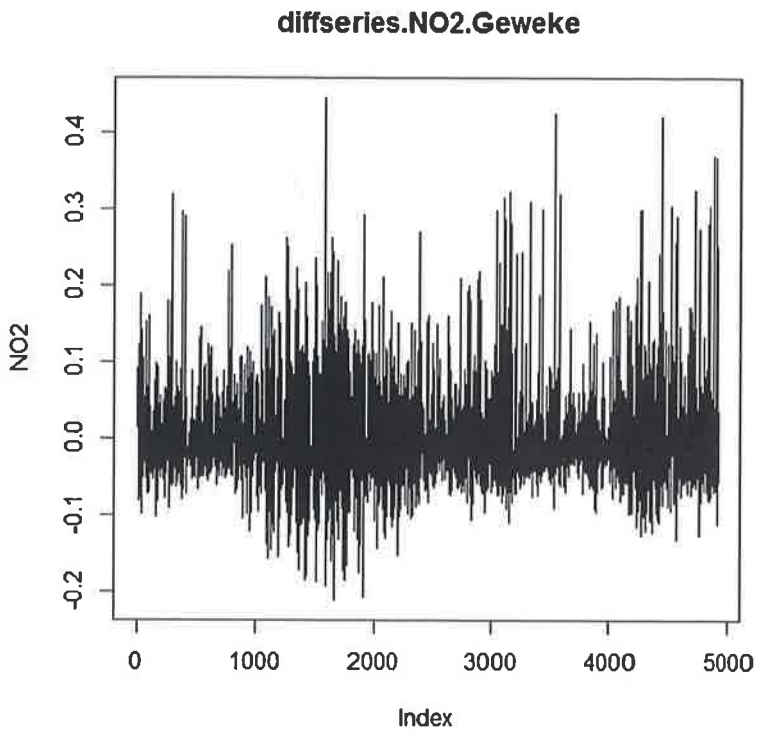
5-Richard T.Baillie (1996) " long memory processes and fractional integration in econometric" department of Economics,Michigan state university ,USA.

6-VALDERIO A.REISEN, (1993). "Estmation of the fractional difference parameter in the ARIMA(p,d,q) model using the smoothed periodogram, UMIST

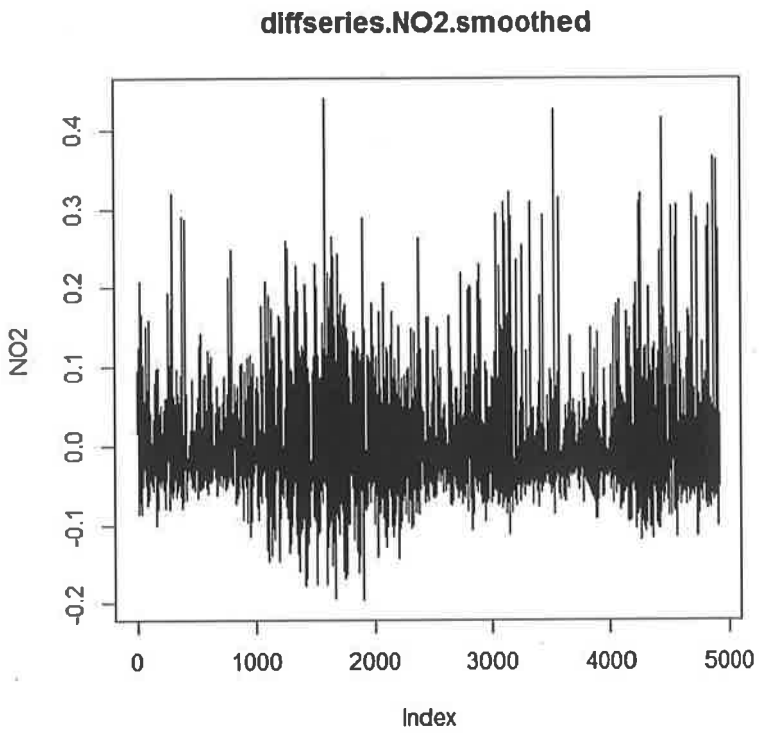
الملحق:



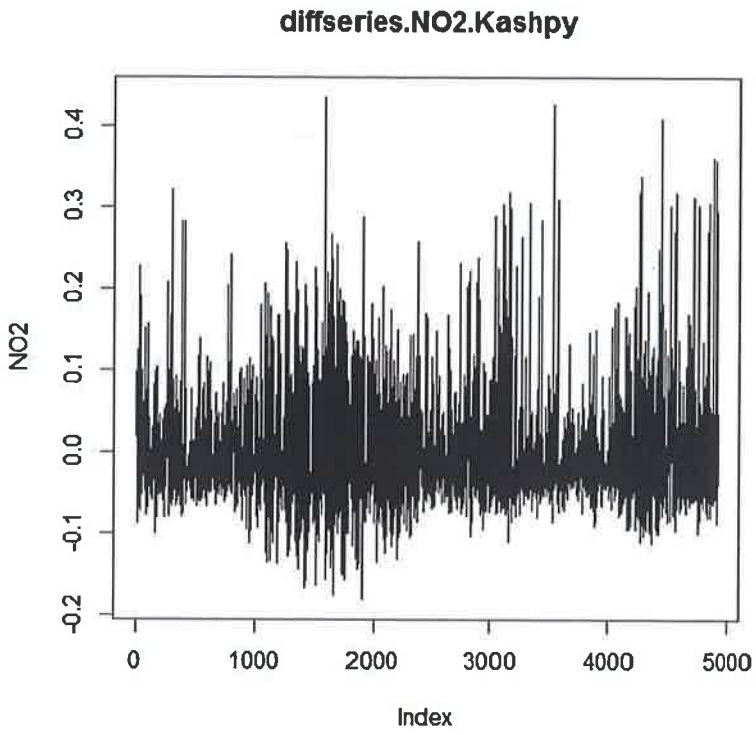
الشكل رقم (1) يمثل السلسلة الزمنية لـ NO2 قبل اخذ معلمة الفروقات الرئيسية



الشكل رقم (2) يمثل السلسلة الزمنية لـ NO2 بعد تطبيق طريقة (Geweke and Porter-Hudak)

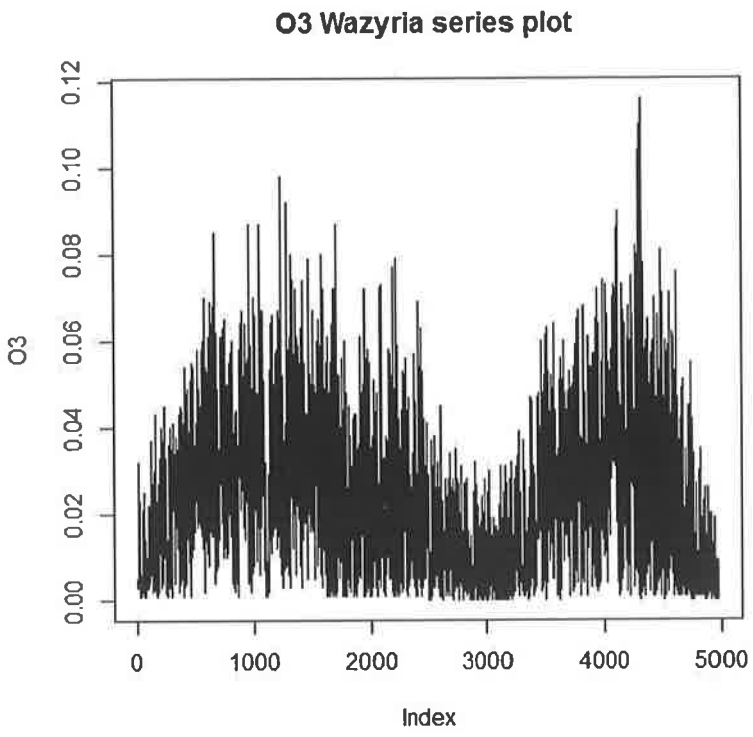


الشكل رقم (3) يمثل السلسلة الزمنية لـ NO2 بعد تطبيق طريقة (smoothed periodogram)

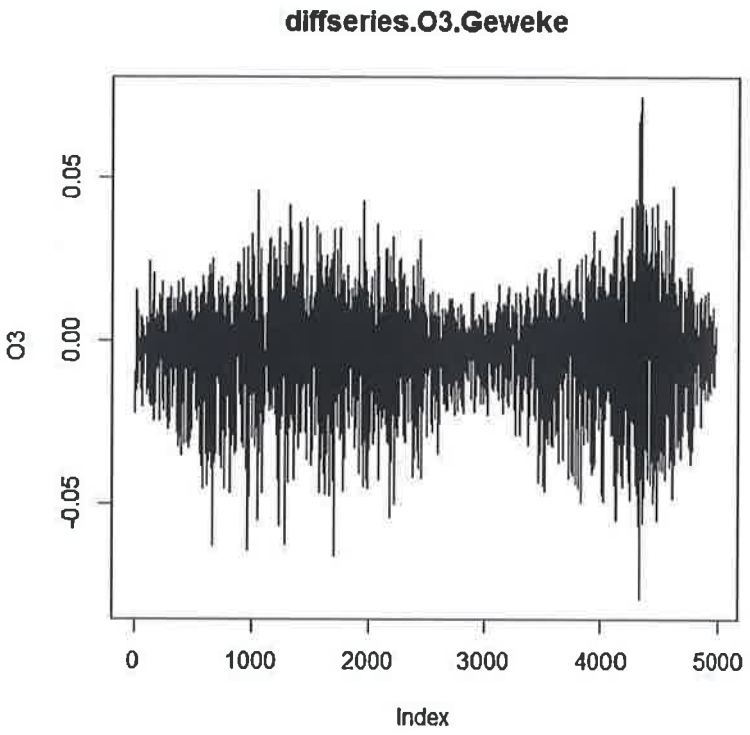


الشكل رقم (4) يمثل السلسلة الزمنية لـ NO2 بعد تطبيق طريقة

(KASHYAP AND EOM)

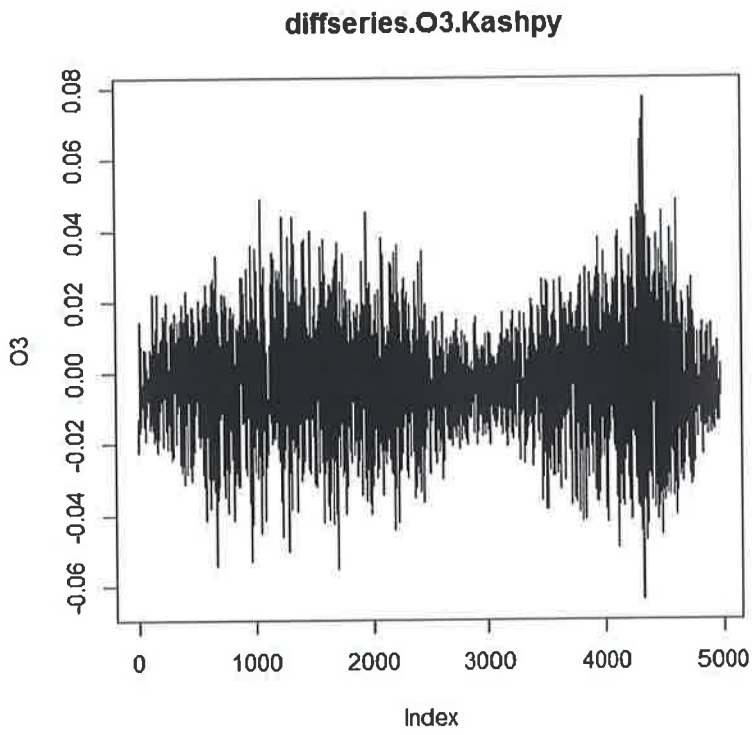


الشكل رقم (5) يمثل السلسلة الزمنية لـ O_3 قبل اخذ معلمة الفروقات (d) لها



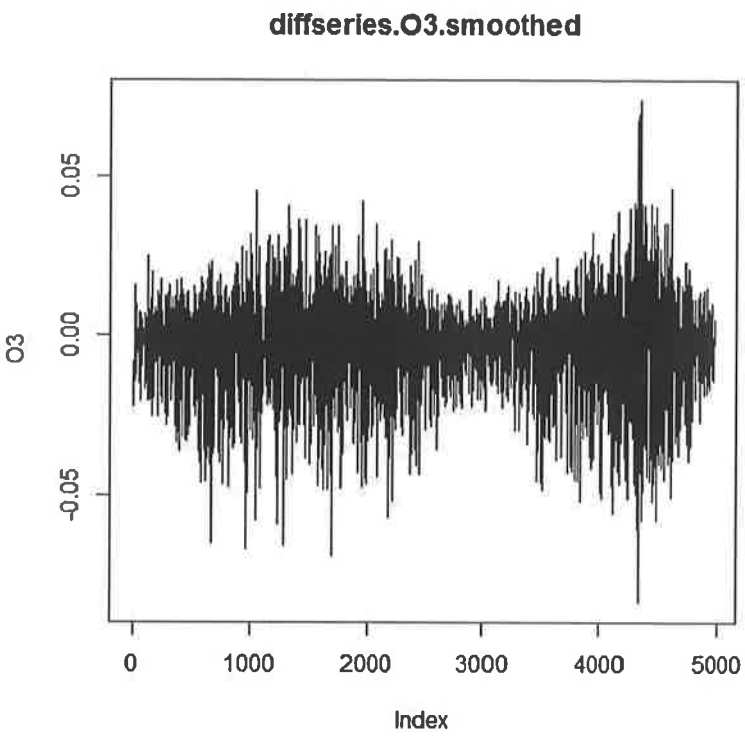
الشكل رقم (6) يمثل السلسلة الزمنية لـ O_3 بعد تطبيق طريقة

(Geweke and Porter-Hudak)



الشكل رقم (7) يمثل السلسلة الزمنية لـ O_3 بعد تطبيق طريقة

(KASHYAP AND EOM)



الشكل رقم (8) يمثل السلسلة الزمنية لـ O_3 بعد تطبيق طريقة

(Smoothing the periodogram)