



التقدير الامامي لدالة الفاريوكرام مع التطبيق

طه ياسين حسن

د. محمد نمير اسماعيل قاسم

مدرس

أستاذ مساعد

جامعة الموصل/كلية التربية

جامعة الموصل/كلية التربية

Email:tahayasen1978@gmail.com

Email:mngassin@yahoo.com

الملخص :

يتناول هذا البحث التقدير الامامي لدالة الفاريوكرام وكما هو معلوم إن دالة الفاريوكرام معلمة مهمة جدا في دراسة الاعتمادية المكانية في العملية العشوائية المكانية . ويتم التقدير الامامي بواسطة استخدام التحليل الطيفي والذي يعتبر خطوة متقدمة من تبسيط سلسلة فورير ، حيث تطرق البحث في الجانب النظري إلى التحليل الطيفي مع تحقيق قيد أكيدة السالبية الشرطية حيث تم الحصول على نظام معادلات تم حلها بواسطة نظم البرمجة التربيعية Quadratic Programming . وفي الجانب التطبيقي تم اخذ مثال على بيانات حقيقة تمثل خاصية الايون الموجب Na^+ لأملاح الصوديوم لأبار المياه الجوفية (88 بئر) في لوحة الموصل في نينوى وحصلنا على نتائج مشجعة جدا . وان الحسابات جميعاً تمت بواسطة برامج Matlab .

الكلمات المفتاحية : الفاريوكرام ، الطيف ، فورير .



Nonparametric Estimation of The Variogram an Application

Taha Yaseen H.

Teacher.

University of Mosul/College of
Education

Mohammed N.I.Qassim

Assist Prof.

University of Mosul/College of Education

Email:tahayesen1978@gmail.com

Email:mngassin@yahoo.com

Abstract:-

This Research Deals with Non Parametric Estimation of Variogram Function . As it is known The Variogram Function is Considered As a very Important Parameter in Investigating The Spatial Dependence for The Spatial Stochastic Process .The Non Parametric Estimation is Performed by Use of Spectral Analysis which is Considered As Advanced Step of Expansion of Fourier Series . Also with This Satisfied Constraint The Equation System of This Problem Obtained and be Solved By Quadratic programming.An application Example is Considered which Represents Real Data of The Property of Positive ions Na^+ of Sodium Salts in the Ground Water of (88 wells) in Mosul /Iraq .

Key Word : Variogram , Spectral , Fourier .

(1) التحليل الطيفي : (Spectral Analysis) :

Web Site: www.kujss.com Email: kirkukjournsci@yahoo.com,
kirkukjournsci@gmail.com



التحليل الطيفي والذي يدعى أحياناً تحليل الطيف هي طريقة لتقدير دالة **الكتافـة الطيفـية** او (تقدير الطيف) للعملية العشوائية (التصادفـية) التي تكون متسلسلة زمنـية او عملية عشوائية مكـانية . في القرن العـشرين عمل عدد من الباحثـين على سـبيل المـثال(A.Schuster)، بـحـوث تـنـتـلـعـق بـصـورـة جـوـهـرـية فـي التـحلـيلـات الدـورـية (Periodicity) للـبيانـات ولـكن التـحلـيلـ الطـيفـي كـما هو مـعـروـف الـآن يـتـعلـق بـشكـل أـسـاسـي فـي تقـدـير الطـيف فـي منـطـقة تـتوـاجـد فـيـها العمـليـة العـشوـائـية المـكـانـية التي هي هـدـف هـذـا الـبـحـث . كـذـلـك قـام عـدـد منـالـعـلـمـاء مـثـل M. S. Bartlett و J.W.Tukey) بـعـمل بـحـوث مـتـمـيـزة فـي التـحلـيلـ الطـيفـي ، وـقد أـصـبـحـت هـذـه الـبـحـوث تـارـيخـاً لـتقـنيـات وأـسـالـيب التـحلـيلـ الطـيفـي التي تـسـتـخـدـم بـشكـل وـاسـع منـالـعـلـمـاء فـي مـجـال الـهـنـدـسـة الـكـهـرـبـائـية وـعلمـ الـفـيـزـيـاء وـعلمـ الـمـعـادـن وـعلمـ الـبـحـار وـعلومـ الـسـفـنـ وـسـوفـ نـتـنـاـول بـشكـل خـاصـ الـعـمـلـيـات الـاحـتمـالـيـة فـي التـحلـيلـ الطـيفـي لأنـه كـما هو مـعـروـف إـنـ العمـليـة العـشوـائـية المـكـانـية تـخـضـع لـقـوـانـين الـاحـتمـالـ وـفـيـها حدـ عدمـ التـأـكـيدـة (Uncertainty) وـالـذـي يـمـثـلـ حدـ الخطـأـ العـشوـائيـ .

(2) تـحلـيل فـورـيرـ: (Fourier Analysis)

الـتـحلـيلـ الطـيفـي هو بـصـورـة جـوـهـرـية أوـأسـاسـية هو تحـويلـ تـحلـيلـ فـورـيرـ منـ اـجـلـ تـطـبـيقـةـ بـشكـلـ مـلـائـمـ عـلـى الدـوـالـ العـشوـائـية . تـحلـيلـ فـورـيرـ انـظـر [5] بـشكـلـ أـسـاسـيـ يـتـعلـقـ فـي تـقـرـيبـ دـالـةـ بـوـاسـطـةـ مـجمـوعـ حـدـودـ الجـبـ والـجـبـ تمامـ وـهـذـهـ الحـدـودـ تـسـمـيـ تمـثـيلـ متـسـلـسلـةـ فـورـيرـ . اـفـرـضـ أـنـ الدـالـةـ $f(h)$ مـعـرـفـةـ فـيـ الفـتـرـةـ $[-\pi, \pi]$ وـتـحـقـقـ شـرـوـطـ دـيرـ شـلـيـهـ (Dirichlet Conditions) ، أيـ بـمـعـنىـ أـنـ تـكـونـ قـابـلـةـ لـلـتـكـاملـ بـصـورـةـ مـطـلـقـةـ فـيـ هـذـاـ المـدىـ وـلـهـاـ عـدـدـ مـحـدـدـ مـنـ نـقـاطـ دـعـمـ الـاستـمـارـارـيـةـ وـعـدـدـ مـحـدـدـ مـنـ نـقـاطـ النـهـاـيـةـ الـعـظـمـيـ وـالـنـهـاـيـةـ الصـغـرـىـ . وـعـلـيـهـ فـانـ الدـالـةـ $f(h)$ مـمـكـنـ تـقـرـيبـهـاـ بـوـاسـطـةـ مـتـسـلـسلـةـ فـورـيرـ بـالـشـكـلـ الآـتـيـ : -

$$f(h) = \frac{a_0}{2} + \sum_{r=1}^k (a_r \cos(rh) + b_r \sin(rh)) \quad (1)$$

$$a_0 = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(h) dh$$



$$a_r = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(h) \cos(rh) dh$$

$$b_r = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(h) \sin(rh) dh$$

وكما هو معلوم في الجانب النظري لمتسلسلة فورير بأنها تقترب من الدالة $f(h)$ عندما تكون $\infty \rightarrow k$ عدا نقاط عدم الاستمرارية إذ إنها تقترب إلى النقطة :

$$\frac{1}{2} [f(h+0) + f(h-0)]$$

في الإحصاء المكاني كما هو معلوم لدينا نقاط موقع لعدد محدد من المواقع والتي تمثل حجم العينة العشوائية بشكل متغير عشوائي متقطع ومن أجل تطبيق تحليل فورير على العملية العشوائية المكانية المتقطعة نحتاج أن نعد تمثيل متسلسلة فورير للدالة $f(h)$ عندما تكون هذه الدالة $f(h)$ معرفة عند المواقع $(1, 2, \dots, m)$ وفي هذه الحالة سوف تكون متسلسلة فورير بشكل طبيعي تمثل نموذج جيبي بسيط انظر [2].

(3) النموذج الجيبي البسيط :- (Simple Sinusoidal Model)

افرض أن عملية عشوائية مكانية بمشاهدات تم قياسها في موقع منطقة (تعدین او تنقیب او تلوث بیئی) تحتوي على مركبة جیبیه حتمیة Deterministic عند تردد w مع حد خطأ عشوائي فإننا سنعد النموذج كالتالي :-

$$z(x) = \mu + \alpha \cos wh + \beta \sin wh + \varepsilon(h) \quad (2)$$

إذ إن $\varepsilon(h)$ عملية عشوائية و μ, α, β هي معلمات نفترض تقديرها من البيانات والمشاهدات نرمز لها بـ $(z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_m))$.

المعادلة (2) يمكن تمثيلها بشكل مصفوفة وكما يأتي :

$E(z) = A\theta$ التوقع:



إذ إن :

$$Z = (z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_m))'$$

$$\theta' = (\mu, \alpha, \beta)$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 & \cos 1w & \sin 1w \\ 1 & \cos 2w & \sin 2w \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & \cos nw & \sin nw \end{pmatrix}$$

وكمما هو معلوم فان تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية للمعلمة θ والذي يصغر مجموع مربعات الأخطاء العشوائية :

$$\text{معطى } \sum_{h=1}^n (z(h) - \mu - \alpha \cos wh - \beta \sin wh)^2 \quad (3)$$

بالمقدار

$$\hat{\theta} = (A'A)^{-1} A' z$$

$$Z' = (z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_m)) \quad \text{إذ إن :}$$

(4) صياغة المسألة :-

في هذه الفقرة سوف نصيغ المسألة الرئيسة الملائمة لدالة الفاريوكرام. وسوف نقتصر على الدوال موحدة الخواص Isotropic من (h, g) أي أنها تعتمد فقط على المسافة أو المسافة الاقليدية بين المواقع (x_i, x_i) ، والمسافة الاقليدية والتي تعرف بواسطة معيار اقلیدس بالصيغة الآتية :-

$$r = |h| = (h_1^2 + h_2^2 + \dots + h_d^2)^{\frac{1}{2}}$$

في حالة $d = 2$ ، نعتبر $x = (u, v)'$ وتكون r المسافة الاقليدية بين النقطتين $x, x + h$ وسوف نعد :



$$g(h) = g(r) \quad (4)$$

وهي الدالة التي تعتمد فقط على المسافة الاقليدية ، نفرض أن G_d تمثل فئة الدوال الموحدة الخواص التي تعتمد على البعد d في الفضاء R^d نفرض أن

$$\hat{\gamma}_i = \hat{\gamma}(r_i) , \quad i = 1, 2, \dots, m$$

وهي تمثل قيم الفاريوكرام المقدر من معادلة الفاريوكرام المعرفة بصيغة ميثرون

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (5)$$

نبحث عن دالة هدف $\rho(t)$ وأوزان موجبة

w_1, w_2, \dots, w_m ، إذ تكون صياغة المسألة ملائمة لدالة الفاريوكرام لإيجاد الدالة $\bar{g} \in G_d$ ، إذ تتحقق :

$$\sum_{i=1}^m w_i \rho(\hat{\gamma}_i - \bar{g}(r_i)) = \sum_{i=1}^m w_i (\hat{\gamma}_i - \bar{g}(r_i)) \quad (6)$$

إن الاختيار القياسي لدالة الهدف (ρ) هو

$$\rho(t) = t^2 \quad (7)$$

وفي هذه الحالة تصبح المعادلة (6) هي تقدير المربعات الصغرى الموزونة

$$\rho(t) = |t| \quad (8)$$

نلاحظ أن الفئة G_d كبيرة وواسعة لـأعطاء مقدار جيد لدالة الفاريوكرام ، لذلك يتم تقييد مسألة التقدير، إذ تتحقق G_d الخواص الآتية :

$$(1) \text{ إذا كانت } g_2 \in G_d , \quad g_1 \in G_d \text{ ، فان}$$

$$ag_1 + bg_2 \in G_d \quad (9)$$



لأي أعداد غير سالبة b, a

(2) إذا كانت $g \in G_d$ و C_0 ثابت فان الدالة

$$(g(r) + C_0) \in G_d \quad (10)$$

بشرط يكون لديها قيم غير سالبة لجميع قيم $r \geq 0$

الآن سوف نعد الدالة الموحدة الخواص Isotropic وهي أكيدة غير السالبية $f(r)$ أي

إن:

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j f(|h_{ij}|) \geq 0 \quad (11)$$

إذ إن $f(r) - C_0$ عندئذ لأي ثابت C_0 الدالة $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m \in R^d$ و $x_1, x_2, \dots, x_m \in R^d$ ممكن أن تكون أكيدة غير سالبة شرطيا ، لأن

(12)

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j f(|h_{ij}|) - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j C_0 \geq 0 \quad \text{إذا} \\ \text{كانت}$$

$$\sum_{i=1}^m \alpha_i = 0$$

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j = \sum_{i=1}^m \alpha_i \sum_{j=1}^n \alpha_j \quad \text{لان}$$

إذا الدالة $f(r) - C_0$ أكيدة غير سالبة شرطيا .

فضلا عن هذا إذا كانت $f(r)$ مستمرة

$$-f(r) + C_0 > 0, \forall r \geq 0 \quad (13)$$

فان



$$g(r) = f(r) + C_0 \in G_d$$

الآن نعد الفئة الجزئية من G_d التي تتتألف من g في الشكل

$$g(r) = C_0 - f(r) \quad (14)$$

إذ إن $f(r)$ دالة موحدة الخواص أكيدة غير سالبة شرطيا ، الدالة (12) ممكن أن تتشابه دالة الفاريوكرام المعرفة بالصيغة انظر [2]

$$\gamma(h) = C(0) - C(h)$$

(15)

(5) التمثيل الطيفي لدالة التغير:

كما هو معلوم من تحليل العملية العشوائية المكانية إن دالة التغير الملائمة لبيانات معينة ممكن أن تأخذ نماذج معينة أو أشكال خاصة . وبشكل عام يرمز إلى هذه الدوال $C(h) \in R^d$ يجب أن تكون أكيدة الايجابية أي بمعنى

$$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i a_j C(h_{ij}) \geq 0 \quad (16)$$

لأي عدد محدد من المواقع المكانية ($i = 1, 2, \dots, n; a_i$) وللأعداد الحقيقية غير الصفرية وهذه الخاصية تميز بها دالة التغير في العملية العشوائية المستقرة من الرتبة الثانية وكما هو معلوم إن النماذج المستقرة من الرتبة الثانية هي أيضاً مستقرة أساسية (Intrinsically Stationary) أي إن دالة الفاريوكرام معرفة وتخضع للعلاقة المعرفة في المعادلة (15) .

$$Var(z(x)) = C(0)$$

إذإن:

وكمما نعرف من تعريف دالة الفاريوكرام للعملية العشوائية المستقرة من الرتبة الثانية

$$C(h) = Cov(z(x+h), z(x))$$



وان $\{z(x); x \in D\}$ هي دالة أكيدة الايجابية وهذا ببساطة يتطلب أن يكون التباين

$$\text{Var}(\sum_{i=1}^m a_i z(x_i)) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i a_j c(h_{ij}) \geq 0$$

لأي توفيق خطى للمشاهدات . في حالة البعد $d = 1$ وبواسطة (مبرهنة بوختر)
(Bochnors Thearem) التي تنص على إن الدالة f مستمرة وأكيدة الايجابية إذا كانت هي تحويل فوري لقياس بورل محددة وغير سالبة، وهذا يعني إن الدالة f يمكن تمثيلها بالشكل الآتي :

$$f(h) = \int_0^\infty \cos(hr) dF(r) \quad (17)$$

إذ إن $F(r)$ دالة محددة (Bounded Function) والتي تكون رتيبة ومتزايدة في الفترة $[0, \infty]$ ونعد الدالة المرافقه :

$$g(h) = C_0 - f(h) \quad (18)$$

إن مسالة توفيق ملائمة المربعات الصغرى الموزونة تكون بإيجاد دالة رتيبة ومتزايدة ومحددة $f(r)$ وثابت C_0 والذي يصغر المقدار : انظر [3] and [6]

$$\sum_{i=1}^m w_i [\hat{\gamma}_i - C_0 + \int_0^\infty \cos(r_i h) dF(r)]^2 \quad (19)$$

وفق للقيد (او الشرط) :

$$C_0 - \int_0^\infty dF(r) > 0 \quad (20)$$

$\hat{\gamma}$ هي قيمة الفاريوكرام عند الموقع x_i ، $x_i + h$

إن التقدير بواسطه (19) هي مسألة واسعة بشكل كبير لأنها تحتوي على ما لانهاية من مواقع التقريب عن العملية العشوائية المكانية في الوقت الذي لدينا عينة عشوائية من المواقع



x_1, x_2, \dots, x_m التي عندها نحصل على المشاهدات $(z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_m))$ ولها نافل الحالة المكافئة إلى (19) ، فإننا نفترض إن $F(r)$ دالة درجية متقطعة ولها عدد محدود من النقاط القفر الموجبة y_1, y_2, \dots, y_n وهذا يخترل مسألة التقدير إلى الصيغة ذات البعد المحدود وذلك بإيجاد الحل لمتجه بعده $(n+1)$ من المجاهيل .

$$Y = (y_1, y_2, \dots, y_n, C_0)'$$

والذي يصغر الدالة :

$$Q(y) = \sum_{i=1}^m w_i \left[\hat{\gamma}_i - C_0 + \sum_{j=1}^n \cos(r_i h_j) y_j \right]^2 \quad (21)$$

وفقاً للقييد :

$$C_0 - \sum_{j=1}^n y_j \geq 0 \quad (22)$$

الدالة $Q(y)$ هي دالة تربيعية وممكن كتابتها بصيغة المصفوفات وكما يأتي :-

نعد متجه البيانات للفاريوكرام $(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \dots, \hat{\gamma}_m) = \hat{\gamma}$ وان $w = diag(w_i)$ مصفوفة قطرية من الأوزان ذات بعد $(m \times m)$ وانه يساوي $w_i = N(h)$ انظر [7] . وافرض إن المصفوفة ذات بعد $m \times (n+1)$ لها المدخلات

$$S_{ij} = -\cos(r_i h_j), (i = 1, 2, \dots, m), (j = 1, 2, \dots, n)$$

وان $s_{m(n+1)} = 1$

أي أن

$$Q(y) = (\hat{\gamma} - SY)'W(\hat{\gamma} - SY) \quad (23)$$

حيث أن : ($\hat{\gamma}$ متجه ذو بعد 1)



(($m \times m$) مصفوفة ذات بعد (W))

(($n + 1$) $\times 1$) متجه ذو بعد (Y))

($m \times (n + 1)$) مصفوفة ذات بعد (S))

إن مسألة تصغير (y) Q هي مسألة في البرمجة التربيعية والتي يمكن حلها للحصول على الحل الأمثل: $\bar{Y} = (\bar{y}_1, \bar{y}_2, \dots, \bar{y}_n, \bar{C}_0)'$ تم حساب دالة الفاريوكرام الملائمة (h) \bar{g} من الصيغة

$$\bar{g}(h) = \bar{C}_0 - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \cos(h_j r_i) \bar{y}_j \quad (24)$$

لاحظ إن ($g(0)$ معروفة بواسطة المتباينة

$$C_0 - \sum_{j=1}^n y_j \geq 0 \quad (25)$$

لذلك يمكن إحلال قيد خطى بدل هذه المتباينة والذي بالشكل

$$C_0 - \sum_{j=1}^n y_j = b \quad (26)$$

إذ إن b عدد غير سالبة و اختيار b اكبر من الصفر لأنه يناظر قيمة تأثير النكت عندما $0 = 0$

انظر [4]. من الجدير باللحظة إن المعادلة (21) تمثل مبرهنة بو ختر كما ذكرنا والحقيقة إن ($f(h)$ لها الصيغة العامة :

$$F(h) = \int_0^\infty \Omega_d(hr) f(h) dh \quad (27)$$

إذ إن :

$$\Omega_d(s) = \left(\frac{2}{s}\right)^{(d-2)/2} \Gamma\left(\frac{d}{2}\right) J_{(d-2)/2}(s) \quad (28)$$



شكل الصيغة الأساسية للدوال في الفضاء R^d حيث إن $f(h)$ دالة متزامنة محددة

دالة كما ، و J_L دالة بسيط Bessel Function من النوع الأول ذات الرتبة L .

وبعض الأمثلة المألوفة للدالة Ω_d هي عندما :-

$$\Omega_1(h) = \cos(h) \quad (ذات بعد واحد)$$

$$\Omega_2(h) = J_0(h) \quad (ذات بعدين)$$

$$\Omega_3(h) = \sin(h)/h \quad (ذات ثلاثة ابعاد)$$

انظر [5] وفي هذا البحث يعد (التقدير اللا معلمي لدالة الفاريوكرام) الصيغة الأولى عندما $d=1$ وعد الصيغة الثانية عندما $d=2$ وسوف نعد طريقة Chunfeng وذلك باعتماد الصيغة الأولى عندما $d=2$ فان دالة بسل تبدل بالدالة $\cos(0)$ في المعادلة (27) ونحصل على حل قريب جدا من الحل الأمثل وهذا ما سوف نلاحظه في الجانب التطبيقي .

(3) الجانب التطبيقي:-

تم تطبيق طريقة التقدير اللا معلمي المذكورة على بيانات حقيقة مبنية في جدول (1) و تمثل نماذج لمياه جوفية من (88) بئر في لوحة مدينة الموصل ، و تم الحصول عليها من دراسة هيدروليجية و هيدروكيميائية لأبار لوحة الموصل (انظر [1]) حيث وحدة قياس البيانات هي ملم مكافئ/لتر من عدد النماذج الملائمة من تراكيز الايونات الموجبة من Na^+ ، وقد تم حساب دالة الفاريوكرام التجاري من المعادلة (7) من البيانات الغير المنتظمة بعد اعتبار فئات المسافات للمشاهدات (x_i) و النتائج موضحة في الجدول (2). وقد تم حساب معادلة التحليل الطيفي باستخدام طريقة البرمجة التربيعية من خلال حل المعادلة (15) حيث تم حل الخوارزميات بواسطة لغة Matlab و النتائج موضحة في الجدول (3) . و كما هو ملاحظ ان النتائج في جدول (3) قريبة جدا من نتائج الجدول (2) في الوقت الذي يمكن اعتماد نتائج الجدول (3) في صياغة نموذج دالة الفاريوكرام وذلك بمقارنته مع نماذج النظرية الاساسية و التي هي النموذج الكروي او الاسي او الكاوسيان وذلك بمقارنة مخطط نتائج الجدول (3) مع مخططات النماذج النظرية



الاساسية المذكورة. ونلاحظ في الشكل (1) مدى تقارب دالة الفاريوكرام التجريبية مع دالة الفاريوكرام الطيفي المقدر في الطريقة الامثلية.

الجدول رقم (1) :- يظهر البيانات و مواقعها في منطقة الدراسة

t	$u(x_i)$	$v(x_i)$	$Z(x_i)$	t	$u(x_i)$	$v(x_i)$	$Z(x_i)$
1	36.67472	42.39556	340.4	26	36.725	42.475	350
2	36.195	42.06833	320	27	36.75	42.2	360
3	36.18333	42.06667	320	28	36.81278	42.4163	362.6
4	36.21167	42.06833	320	29	36.8	42.2625	400
5	36.145	42.05	305	30	36.33333	42.0166	475
6	36.25	42.19444	330	31	36.78333	42.15	385
7	36.75833	42.05833	402	32	36.925	42.275	400
8	36.67917	42.12083	370	33	36	42.9833	306
9	36.62917	42.04167	393	34	36.73333	42.3333	360
10	36.81667	42.1	390	35	36.82611	42.1333	401.3
11	36.8	42.18333	413	36	36.30694	42.9275	377.4
12	36.74611	42.30806	359.6	37	36.325	42.84167	370
13	36.80917	42.13583	392.7	38	36.805	42.08	386.3
14	36.72	42.07361	302	39	36.80972	42.09056	390.1
15	36.7	42.36667	345	40	36.75639	42.45167	268.6
16	36.06167	42.09667	270	41	36.78611	42.14444	380.6
17	36.06333	42.04167	300	42	36.30833	42.9	377
18	36.04167	42.17667	260	43	36.6875	42.45556	340
19	36.11667	42.2	255	44	36.59222	42.52667	361
20	36.04167	42.32333	241	45	36.75	42.25	360
21	36.7	42.01333	360	46	36.04611	42.08056	269.3
22	36.65	42.04167	382	47	36.80667	42.13333	395
23	36.7625	42.0625	402	48	36.18333	42.32167	265
24	36.55833	42.12222	400	49	36.28333	42.83	351
25	36.73056	42.38889	322	50	36.28056	42.78583	351.5

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)



Volume 12, Issue 3, June 2017

ISSN 1992 – 0849



$\hat{\gamma}$	$h(x_i)$	$v(x_i)$	$Z(x_i)$	$\hat{\gamma}$	$u(x_i)$	$v(x_i)$	$Z(x_i)$
51	36.24583	42.775	350	70	36.695	42.28	350
52	36.80667	42.12667	395	71	36.52	42.08139	444.2
53	36.62667	42.43222	342.9	72	36.71639	42.35056	348.5
54	36.30778	42.21583	336.6	73	36.71667	42.35	348
55	36.46167	42.14278	462	74	36.75	42.41667	350
56	36.87222	42.18333	440	75	36.73944	42.53278	402.1
57	36.31111	42.00556	460	76	36.44889	42.05889	544.3
58	36.64056	42.92389	306.7	77	36.45139	42.07833	500
59	36.65444	42.03194	382	78	36.735	42.26167	351
60	36.36667	42.7	360	79	36.75	42.30667	359
61	36.66389	42.94889	302.7	80	36.56083	42.57833	329.9
62	36.38333	42.88333	340	81	36.67889	42.01083	376.9
63	36.65333	42.98028	326.6	82	36.71667	42.12667	350
64	36.16	42.02833	409	83	36.79167	42.22833	420
65	36.63361	42.03944	393.7	84	36.62167	42.01056	397
66	36.76194	42.06583	397.3	85	36.595	42.16167	390
67	36.7325	42.16944	368.2	86	36.7	42.01	360
68	36.78333	42.25667	395	87	36.55833	42.09583	400
69	36.72972	42.23444	379.3	88	36.65	42.38333	341.3

الجدول رقم (2) : يبين النتائج الحسابية لدالة الفاريوكرام التجريبي

$\hat{\gamma}$	h	$N(h)$	\bar{y}



1	0.0199	73	0.0236
2	0.0545	121	0.0548
3	0.0851	150	0.0842
4	0.1148	173	0.1144
5	0.1448	155	0.1430
6	0.1448	191	0.1742
7	0.1749	163	0.2028
8	0.2048	156	0.2335
9	0.2348	164	0.2640
10	0.2648	137	0.2931
11	0.2951	134	0.3229
12	0.3249	140	0.3510
13	0.3546	113	0.3820
14	0.3847	117	0.4118
15	0.4149	119	0.4412
16	0.4448	95	0.4715
17	0.4752	92	0.5001
18	0.5049	112	0.5292
19	0.5649	99	0.5603
20	0.5947	120	0.5907

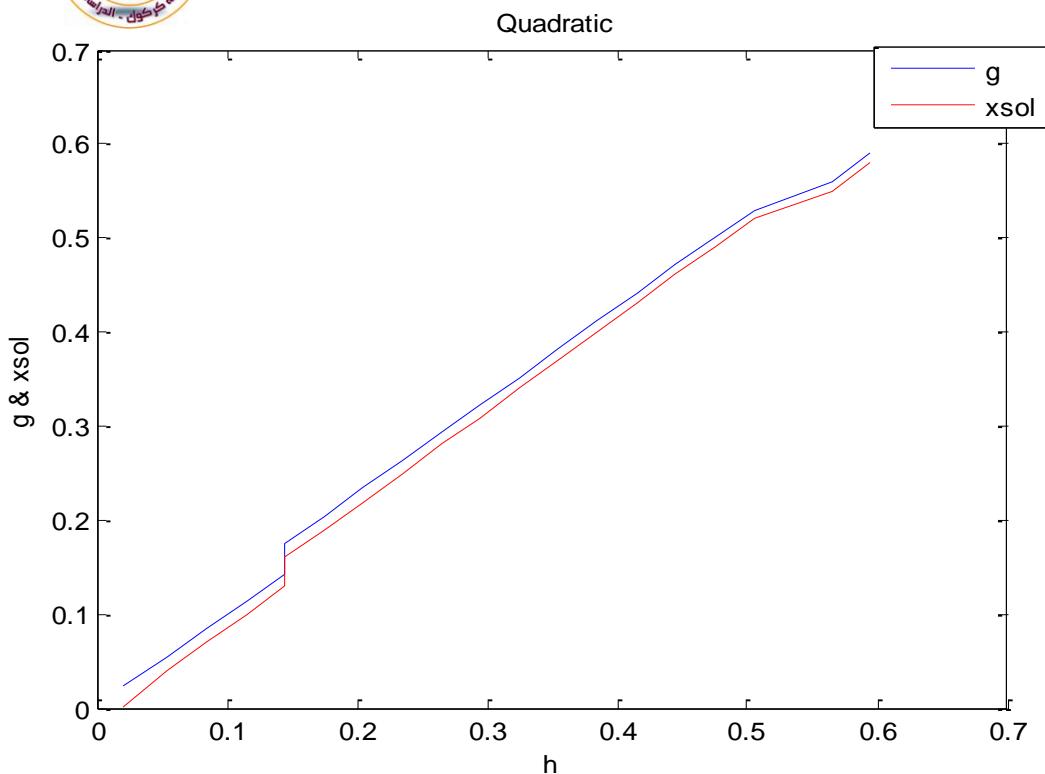
الجدول رقم (3) يبين النتائج الحسابية لدالة الفاريوكرام الطيفي

λ	$\hat{\gamma}_i$	Xsol
1	0.0236	0.0006



2	0.0548	0.0399
3	0.0842	0.0705
4	0.1144	0.0999
5	0.1430	0.1299
6	0.1742	0.1598
7	0.2028	0.1898
8	0.2335	0.2190
9	0.2640	0.2490
10	0.2931	0.2805
11	0.3229	0.3091
12	0.3510	0.3398
13	0.3820	0.3700
14	0.4118	0.4001
15	0.4412	0.4301
16	0.4715	0.4608
17	0.5001	0.4901
18	0.5292	0.5202
19	0.5603	0.5501
20	0.5907	0.5836

الشكل رقم (1) يبين المقارنة بين الفاريوكرام التجربى والطيفي



g:- تمثل قيم الفاريوكرام التجربى .

Xsol :- تمثل قيم الفاريوكرام الطيفي.

(4) الاستنتاجات :-

1- ادراج قيد عدم السالبية الشرطية في حساب دالة الفاريوكرام.

2- نتائج التقدير الموجبة.

3- قيمة النكت الموجبة لأنها جزء من التباين و قريبة من قيمة النكت التي تم الحصول عليها من رسم مخطط الفاريوكرام التجربى.

(5) التوصيات:-

1- يمكن اعتماد هذه الطريقة لأن النتائج كانت قريبة جداً من نتائج الفاريوكرام التجربى .



2-ممكن اعتماد البعد $d=1$ اذا كانت البيانات تمثل السلسلة الزمنية و طبعاً هذا معروف في
ادبيات بحوث منهجية السلسلة الزمنية .

المصادر:

- [1] الجبوري ، حاتم خضرير صالح (2007) : ' دراسة هيدرولوجية وهيدروكيميائية لمنطقة لوحة الموصل (38 - 38 - NJ) مقياس ٢٥٠٠٠٠ : ١. الشركة العامة للمسح الجيولوجي والتعميم. قسم التحري المعدني. شعبة المياه الجوفية بغداد - العراق.



[2]- Cressie, N., (1993): '**Statistics for Spatial Dada**' .Wiley and Sons. London.

[3]- Chunfeng Huang, and Haimeng Zhang,(2009):' **A note on Nonparametric Variogram Fitting**'. Indiana University .

[4]- Chunfeng, H, Tailen, H. and Cressie, N.(2011):'**Nonparametric Estimation of The Variogram and its Spectrum**'.Biometrika Trust, 98, 4, pp. 775-789.

[5]- Matheron,G.(1963):'**Principles of Geostatistics Economic Geology**',No. 58,PP.(1246-1266).

[6]- Sourav Das, Tata Subba Rao &Georgi N. Boshnakov.'**On the Estimation of Parameters of Variograms of Spatial Stationary Isotropic Random Processes**' . (2012).

[7]- Webster , R. and M. A. Oliver (2007), '**Geostatistics for Environmental Scientists**' , John Wiley & Sons, Chichester , West Sussex, England.