العملية العشوائية المكانية والتقدير الحصين لدالة الفاريوكرام

محمد نذير إسماعيل و نبال صباح

قسم الرياضيات / كلية التربية/جامعة الموصل

القبول

الاستلام

04/04/2007

29/11/2006

ABSTRACT

As it is known the process encounter the researchers who are working in spatial statistics, in mining fields about ores, ground water, and agriculture and engineering sciences and ecology. From these experiences one concludes that the data have not normal distribution or approximated to normal distribution which is usually, supposed in theoretical side of studying spatial process. In this research we discuss the robust estimation of variogram function which is considered as effective tool in studying and prediction of stochastic process and also when the stochastic process is far or approximated the normal distribution. We show here the transformation of fourth root by using with and without M-Estimation method that result real stationary estimation of variogram function. The robust variogram function is applied on real data and another real data containing outliers. The results are encouraging.

الملخص

من المعروف ان العملية العشوائية المكانية تواجه الباحثين الذين يعملون في حقل الاحصاء المكاني كالتقيب عن المعادن والمياه الجوفية وكذلك العلوم الزراعية والهندسية وعلوم البيئة ولدت خبرات هؤلاء الباحثين ان البيانات الاحصائية قد تكون بعيدة عن التوزيع الطبيعي او التوزيع الطبيعي اللوغارتمي الذي عادة ما يفرض كجانب نظري للعملية العشوائية المكانية . في هذا البحث تم مناقشة التقدير الحصين لدالة الفاريوكرام والتي تعد الاداة الفعالة في دراسة والتنبؤ عن العملية العشوائية المكانية وهذه العملية عندما تك ون بعيدة او قريبة من التوزيع الطبيعي . وتبين في هذا البحث تحويل الجذر الرابع بدون استخدام طريقة تقدير M- M- Estimation الذي ينتج عنه تقديرات حصينة مستقرة لدالة الفاريوكرام . لقد تم تطبيق دالة الفاريوكرام الحصينة على مجموعتين من البيانات الواقعية احدهما اعتيادية وأخرى تحتوي على مشاهدات شاذة وكانت النتائج مشجعة.

1- المقدمة

دالة الفاريوكرام تمثل حجر الزاوية في الاحصاء المكاني ومنه يستطيع الباحث استنتاج شكل النموذج الذي يطبق في بحوث التقيب عن المعادن وخاصة في موضوع الكريكنك Kringing

الذي يشمل تقدير الازان المو جودة في التنبؤ الخطي (Cressie(1993) et Riberio al.,(2003)

اذ ان البحوث المنشورة حديثاً تؤكد على اهمية حسانة دالة الفاريوكرام التي تقوم بدور كبير في مشكلة التقدير لانه في معظم النقاشات حول العملية المكانية يفترض ان الظاهرة قيد الدراسة اما تكون قريبة من التوزيع الطبيعي او بعيدة عنه بحيث تم استخدام تحويل اللوغارتمي او تحويل اخر من اجل ان تصبح البيانات تتوزع قريبة من التوزيع الطبيعي في التطبيقات العملية الفعلية تم اكتشاف ان اغلب البيانات ليس لها توزيع طبيعي وبشكل خاص تكون ملوثة ببعض القيم الشاذة وهذه المشاكل مذ كورة في كثير من البحوث القديمة والحديثة (David (1977, 1978) ، (Cressie (1993) ، Boogaart (1999) الذين يعتبرون ان تقدير دالة الفاريوكرام في البيانات والتي لا تتوزع توزيع طبيعي مشكلة مهمة وغير قابلة للحل. في هذا العمل تم تقديم حلاً تمهيدياً لهذه المشكلة وذلك ب عرض طرق حصينة لدالة الفاريوكرام.

2- استعراض الاحصائيات الحصينة

يتناول عرض الدراسات المقارنة للنظرية الاحصائية للتقدير الحصين، تم عرض مقدمة ملخصة عن مفهوم حسانة الاحصائيات في عملية التقدير مثلاً نفرض عينة $X_1, X_2, \dots, X_n$ مسحوبة من التوزيع F لتقدير معلمة الموقع المجهولة μ ، فاذا كان F يتوزع توزيع طبيعي عندئذ افضل مقدر الى μ هو وسط العينة $\bar{x}$ وهذا كافي حيث انه يحتوي على جميع معلومات العينة حول μ وله اقل تباين ضمن جميع المقدرات غير المتحيزة للمعلمة μ . إن كفاءة أي مقدر غير متحيز محاذٍ (عندما $n \rightarrow \infty$) يمكن ان تقاس بحساب النسبة الى التباين المحاذي لأقل تباين ضمن جميع المقدرات . وفي حالة التوزيع الطبيعي فان المقدر $\bar{x}$ له كفاءة 100% بينما وسيط العينة الذي هو تقدير ايضاً غير متحيز له كفاءة 64%.

إن الوسط الحسابي والوسيط هما عبارة عن أعداد خاصة من فئة الأوساط المبتورة والمعرفة كما يأتي :

لتكن $Y_1 \leq Y_2 \leq Y_3 \leq \dots \leq Y_n$ تمثل الإحصائيات المرتبة للعينة العشوائية $X_1, X_2, \dots, X_n$ وان $\alpha \in [0, 1/2]$ بحيث $n\alpha$ عدد صحيح عندئذ فان 100% وسط مبتور يمكن ان يعرف كالاتي (Cressie(1993) :

$$T(\alpha) = \sum_{\alpha_{n+1}}^{n-\alpha_n} y_i / n(1-2\alpha) \quad (1)$$

أي ان 100% اكبر قيمة و 100% اصغر قيمة (القيم المتطرفة) محذوفة من العينة

وبقية المشاهدات قد حُسبت في حساب هذا الوسط المشذب.

إذا كانت $\alpha=0$ فإن $T(\alpha)$ يمثل وسط جميع البيانات وعندما تكون $\alpha = \frac{1}{2} - \varepsilon$ سيمثل

$T(\alpha)$ الوسيط وكما لوحظ ان الاوساط المشذبة عندما تكون $\alpha > 0$ تكون غير حساسة حتى لوجود قيم شاذة عددها $n\alpha$ على جهتي العينة وعليه تكون هذه الاوساط حصينة ضد القيم الشاذة وعلى النقيض من وسط العينة المعروف $\bar{x}$ يتأثر بشكل قوي بالقيم الحصينة وفي هذه الحالة عند دراسة تحليل البيانات فلا يتم افتراض التوزيع الطبيعي لان حصانة المقدر لعدم وجود التوزيع الطبيعي في البيانات تدرس ومن المؤلف ان يفترض ان البيانات قد جاءت من توزيع طبيعي ملوث.

افرض ان ϕ تمثل دالة التوزيع التجميعية (Cumulative Distribution Function (CDF) للتوزيع الطبيعي القياسي $N(0,1)$ اذن يمكن تعريف دالة التوزيع الطبيعي الملوثة كما يأتي (Merwe and Botha (1993):

$$F_{\varepsilon}(x) = (1-\varepsilon)\phi[(x-M)/\sigma] + \varepsilon\phi[(x-M)/g\sigma] \quad (2)$$

وعندما تكون $\varepsilon = 0$ او $\varepsilon = 1$ فان هذا التوزيع سيختزل الى التوزيع الطبيعي بينما اذا كانت $g > 1$ و $\varepsilon > 0$ فان العلاقة (2) تعرف توزيع يشابه التوزيع $N(\mu, \sigma^2)$ في المنطقة المركزية من التوزيع ولكن له ذيول ثقيلة في طرفية من جهة اليمين ومن جهة اليسار . باعتبار عائلة التوزيعات الطبيعية الملوثة كأساس لفئة التوزيعات المشابهة (القريبة) للتوزيع الطبيعي والتي لها ذيول ثقيلة من الجهتين من الممكن البحث عن مقدرات ذات كفاءة عالية عندما تكون البيانات تتوزع توزيع طبيعي ($\varepsilon = 0$) وهذه المقدرات تكون غير حساسة بقدر كبير نحو الابتعاد من حالة التوزيع الطبيعي ($\varepsilon > 0$) ان فئة الاوساط المشذبة (Trimmed Means) هي واحدة من الفئات التي تعطينا بمثل هذه المقدرات التي تدعى بمقدرات الموقع (Estimator of Location) وهي فئة ثانوية من الفئة الكبيرة من L-Estimator والتي يتم الحصول عليها بترتيب التركيبات الخطية (Linear Combination) من الاحصائيات المرتبة للعينة Barnett and Lewis(1978).

وهناك ايضاً فئة كبيرة من مقدرات M ، T التي تصغر المقدار $\sum_{i=1}^n \rho(x_i - T)$ أي بمعنى

حل المعادلة

$$\sum_{i=1}^n \rho'(x_i - T) = 0 \quad (3)$$

حيث ان ρ' تمثل مشتقة الدالة ρ

إذا كانت F معروفة ولها دالة كثافة f فإن الاختيار

$$\rho'(x) = -d \log f(x) / dx \quad (4)$$

تعطي T الذي هو مقدر الامكان الاعظم m والذي لا يكون كافياً باعطاء الوصف الحقيقي للاستدلال الحصين (Cressie 1980).

3- طرائق تقدير دالة الفاريوكرام

من المعروف ان دالة الفاريوكرام لها من الخصائص التي تسمح في تقديرها بطرائق عديدة (Cressie 1993) ومن الممكن تمييز اربعة من هذه الطرائق التي تبدو مفيدة في تقدير دالة الفاريوكرام.

افرض ان D مجالاً او منطقة للمتغير العشوائي $Z(x)$ ، $x \in D \subset R^p$

حيث $p=2$ او 3 هي مجموعة من المتغيرات الموقعية على سبيل المثال تمثل درجة التعدين عند النقطة x وفروقات هذه المتغيرات $Z(x+h) - Z(x)$ لها وسط صفر وتباين يعتمد فقط على المتغير h الذي يمثل الازاحة بين المتغيرين $Z(x+h)$ ، $Z(x)$ وتباين الفرق اعلاه يعرف بدالة الفاريوكرام والذي يرمز له $2\gamma(h)$.

في التطبيقات العملية يقدر $2\gamma(h)$ لقيم مختلفة من h بواسطة المقدر :

$$2\gamma^*(h) = \sum_{s \in n(h)} \frac{(Z(x+h) - Z(x))^2}{n(h)} \quad (5)$$

حيث ان $n(h)$ عدد ازواج البيانات التي تبعد بعضها عن بعض بالازاحة h ثم يتم رسم هذه الدالة وتوفيق دالة فاريوكرام على هذا الرسم. وللبحث عن مقدر جيد لدالة الفاريوكرام من الممكن اعتبار الطرائق الاربعة في تقدير دالة الفاريوكرام اضافة الى المقدر (5) وهي كما ياتي:

1- لتكن $Y(x) = (Z(x+h) - Z(x))^2$ عندئذ $E(Y) = 2\gamma(h)$ وعليه فان تقدير الفاريوكرام يصبح مسألة تقدير توقع المتغير العشوائي $Y(x)$ والذي يعتبر له توزيع χ^2 مربع كاي بدرجة حرية واحد بعد افتراض التوزيع الطبيعي الى $Z(x)$.

2- إذا كانت المتتابعة من المتغيرات العشوائية $Z(x)$ مستقرة stationary (او تم تحويلها الى حالة الاستقرار) عندئذ $E(Z(x+h)) = E(Z(x))$ لجميع قيم x وعليه

$$2\gamma(h) = \text{Var} (Z(x+h) - Z(x)) \quad (6)$$

لذلك فان تقدير الفاريوكرام ممكن الحصول عليه بتقدير تباين المتغير العشوائي المتماثل $Z(x+h) - Z(x)$.

3- في حالات عديدة عند تقدير الاوزان في متبئ كريك Kriging

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \ell_i Z_i \quad (7)$$

حيث ان ℓ_i تمثل الاوزان ويكون كافياً في ايجاد $\gamma(h)$ لجميع قيم h لحد مضاعف ثابت غير

معلوم وان $\text{var}(Z(x))$ شرط ان تكون محدودة فان:

$$2\gamma(h) = 2\text{var}(Z(x)) [1 - \rho(h)] \quad (8)$$

حيث ان $\rho(h)$ يشير الى دالة الارتباط بازاحة h واذا افترض ان البيانات تكون بيانات مقطعية فان هناك نموذج انحدار ذاتي وسط متحرك Auto-regressive-Moving Average (ARMA) والذي يصف البيانات بشكل

$$\phi(B)Z(x) = \psi(B)a(x) \quad (9)$$

حيث ان Ψ و ϕ متعدد حدود بدلالة مؤثر الازاحة الخلفية B وان السلسلة $a(x)$ هي تشويش ابيض من الدوال Ψ و ϕ و Stein (1999a) $\text{Var}(a(x))$. يمكن الحصول على $\gamma(h)$ و أي طريقة في تقدير Ψ و ϕ تعطينا تقدير $\gamma(h)$ لحد ثابت غير معلوم من $\text{Var}(a(x))$. جميع هذه الطرائق أعلاه ممكن ان تكون اساساً لطرائق حصينة في تقدير الفارايوكرام وسوف تعتبر الطريقة الاولى فقط في هذا البحث .

4- التحويل الاولي :

ان المسألة المطبقة في البحوث العملية والنظرية المعتمدة في الحصول على التقديرات الحصينة هي الخوارزمية التي تسمى مركز التناظر والتي اعتبرها كلاً من Hogg 1974 ، Huber 1964, 1972 وبالمقارنة مع هذه الخوارزمية فان تقدير بعض المحيزات في التوزيعات غير المتناظرة لمعلمة القياس لا تعتبر طريقة جيدة في كل الاحوال.

والهدف هو تقدير دالة الفارايوكرام

$$2\gamma(h) = E[Z(x+h)-Z(x)]^2 \quad (10)$$

تم اعتبار مشكلة تقدير توقع المتغير العشوائي

$$E[Z(x+h)-Z(x)]^2 \quad (11)$$

حيث نجد في الحال بعد اعتبار التوزيع الطبيعي لهذا المتغير فان هذا المتغير

$(Z(x+h)-Z(x))^2$ يتبع التوزيع χ^2 $2\gamma(h)$ Hogg (1974) وهذا التوزيع في حالة التطبيق العملي يظهر بان هناك التواء Skewness . وعليه من اجل الحصول على نتائج معروفة جيداً من التقدير الحصين فيجب البحث عن مسألة التحويل الى تقدير مركز التماثل.

ان فئة التحويلات الفعالة هي المتمثلة بالصيغة:

$$Y(x) = \{(Z(x+h)-Z(x))^2\}^\lambda \quad (12)$$

حيث عندما $\lambda \rightarrow 0$ يؤدي الى التحويل اللوغارتمي وعندما $\lambda = \frac{1}{3}$ تدعى خوارزمية

Wilson-Hiferty و $\lambda=1$ يعطي تحويل الوحدة المتمثل بنفس المتغير العشوائي

$$. (Z(x+h)-Z(x))^2$$

في الدراسة النظرية لتراكمات $Y(x)$ حسب قيم معينة تبين عندما نختار $\lambda=0.25$ يؤدي

الى ان $Y(x)$ تكون قريبة جداً من التوزيع الطبيعي (Cressie 1993) ، عندما تكون $Z(x)$ تتبع توزيع طبيعي ولها معامل التواء Skewness ومعامل تفرطح Kurtosis على الترتيب 0.08,0.52 .

في دراسات تالية تم اعتبار التحويل

$$Y(x) = |Z(x+h)-Z(x)|^{1/2} \quad (13)$$

مقياساً لمركز التماثل للمتغير $Y(x)$. وقد اقترح (Huber 1972) في تقدير القياس (معلمة التباين) باخذ اولاً لوغاريتم المتغير $Y(x)$ ، ومن ثم تقدير الموقع (معلمة الوسط). باستخدام التحويل:

$$Y(x) \{2\gamma(h)\}^{1/2} \quad (14)$$

والذي يمثل الجذر الرابع للمتغير الذي له توزيع χ^2_1 وهذا له وسط كما هو معرف بالصيغة

الاتية:

$$\text{Mean} = 2^{1/4} \Gamma\left(\frac{3}{4}\right) / (\pi)^{1/2} = 0.82216 \quad (15)$$

وتباين

$$\text{Variance} = 2^{1/2} [(\pi)^{-1/2} - \Gamma^2\left(\frac{3}{4}\right) / (\pi)] = 0.12192 \quad (16)$$

(Cressie 1980) ، (Dutter 1996)

لتكن $\bar{Y}$ تمثل الوسط الحسابي لـ n من المشاهدات المستقلة وبافتراض ان $\bar{Y}$ يتبع التوزيع الطبيعي يمكن الحصول على ان

$$E[\bar{Y}^4 / 2\gamma(h)] = 0.457 + (0.494/n) + (0.0.045/n^2) \quad (17)$$

وعليه فان المقدر غير المتحيز لـ $2\gamma(h)$ يعطى بالعلاقة الاتية :

$$\bar{Y}^4 / (0.457 + 0.494n^{-1} + 0.0.045n^{-2}) \quad (18)$$

Gaur (2005)

وبعد ذلك يستخدم معامل التصحيح (18) ليس فقط مع $\bar{Y}$ وانما مع مقدرات حصينة اخرى. وعندما تكون هذه المقدرات لها توزيع طبيعي محاذٍ (أي نتبع توزيع طبيعي $n \rightarrow \infty$) كما ان $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{var}(\bar{Y}) \rightarrow 0$ فان كفاءة محاذية فان هذه الخطوات في استخدام معامل التصحيح

ستحول هذه المقدرات تقريباً غير متحيزة لدالة الفاريوكرام واخيراً وجد العالم Cressie الصيغة الحصينة لتقدير الفاريوكرام المصححة لعدم التحيز كما يأتي:

$$2\bar{\gamma}(h) = \left\{ \frac{1}{|n(h)|} \sum_{n(h)} |Z(x+h) - Z(x)|^{1/2} \right\}^4 / \left(0.457 + \frac{0.498}{|n(h)|} \right) \quad (19)$$

ان النتائج التي تم الحصول عليه من 17, 18 التي طبقت على البيانات المستقلة الا انه في هذا البحث $Y(x)$ غير مستقلة لانها دالة للمتغيرات $Z(x)$ التي بينها ارتباط كما هو معروف

في الاحصاء المكاني ومن اجل اعتبار الارتباط في هذه الصيغ 17,18 ممكن اجراء الاتي:

$$\text{Cov}(Z(x+h) - Z(x)) , Z(s+h) - Z(s) = E(Z(x+h) - Z(x))(Z(s+h) - Z(s))$$

$$= \text{Var}(z) \{2\rho(|s-x|) - \rho(|s-x+h|) - \rho(|s-x-h|)\} \quad (20)$$

$$\text{Var}(Z(x+h)-Z(x)) = \text{Var}(Z(s+h)-Z(s)) = \text{Var}(z) 2[1-\rho(h)] \quad (21)$$

وهكذا فان الارتباط بين $Z(x+h)-Z(x)$, $Z(s+h)-Z(s)$ يكون :

$$\{\rho(|s-x|)-1/2[\rho(|s-x+h|)+\rho(|s-x-h|)]\}/[1-\rho(h)] \quad (22)$$

لمزيد من التفاصيل (Cressie (1993) و Furrer, et al (2003) وفي التطبيق العملي :

- 1 - إذا كانت $|s-x|$ كبيرة فان $\rho(|s-x|)$ و $\rho(|s-x+h|)$ تكونان صغيرتين.
- 2 - دالة الارتباط $\rho(h)$ تتغير بشكل ممهد واذا كانتا $|s-x|$ ، h صغيرتين ممكن الحصول على شكل تقريبي لدالة الارتباط بالصيغ الخطية كما يأتي:

$$2\rho(i-j) = \rho(i-j+h) + \rho(i-j-h) \quad (23)$$

- 3 - لقيم h القريبة من الواحد من الممكن اهمال الارتباطات بين الفروقات الموجودة بين المشاهدات حيث ان تأثير هذه الفروقات يكون ضئيلاً في عملية التقدير . وعليه في المسائل التطبيقية العملية فان التداخل بين مشاهدين $Y(x)$ و $Y(s)$ يمكن ان يهمل عدا ازواج المشاهدات القريبة من بعضها جدا فاذن ممكن اعتبار المشاهدات $Y(x)$ لمسافات كبيرة كانها هي عينة عشوائية ذات مشاهدات مستقلة لانه كلما ازدادت المسافة بين المشاهدين $Y(x)$ و $Y(s)$ يقل التغير بينهما وبالتالي يؤدي الى ضعف الارتباط بينهما.

5- المقدرات المستخدمة

في كثير من ادبيات معظم البحوث هناك عشرة مقدرات ممكن اعتبارها أمثل مقدرات . وهذه المقدرات هي من فئة مقدرات-M ، تم الحصول عليها من حل معادلة T بالصيغة:

$$\sum_1^n \rho\{(Y(x)-T)/cS\} = 0 \quad (24)$$

حيث ان S مقياس القياس Measure of scale والذي استخدمنا فيه الانحراف المطلق

للوسيط للمتغير Y حول الوسيط، حيث c ثابت حقيقي معلوم .

والمقدرات العشرة هي (Hogg(1974 :

1 - الوسط الحسابي $\bar{Y}$ لقيم $Y(x)$.

2 - الوسيط لقيم $Y(x)$.

3،4،5- هي الوسط المشذب لـ $Y(x)$ على الترتيب بنسبة 5% ، 10% ، 25% من الاحصائيات المرتبة في كل جانب.

6 مقدرات-M Huber

$$\psi(x) = \begin{cases} x & |x| \leq 1 \\ \text{sgn } x & |x| > 1, c = 2.2 \end{cases} \quad (25)$$

7 مقدر M -Tukey والمعرف بالصيغة

$$\psi(x) = \begin{cases} x(1-x^2)^2 & |x| \leq 1 \\ 0 & |x| > 1, c = 6 \end{cases} \quad (26)$$

Gross (1977)

8 مقدر M-Hampel

$$\psi(x) = \begin{cases} x & |x| \leq 3 \\ 3 \text{sgn}(x)[(14-|x|)/11], & 3 < |x| < 14, |x| \geq 14, c = 1 \end{cases} \quad (27)$$

حيث ان :

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, x > 0 \\ 0, x = 0 \\ -1, x < 0 \end{cases}$$

9 مقدر M-Andrewss

$$\psi(x) = \begin{cases} \sin x & |x| \leq \pi \\ 0 & |x| > \pi \end{cases} \quad (28)$$

10 -المقدر التقليدي (1963) Matheron

$$\sum_1^n (Z(x+h) - Z(x))^2 / N, N = n(h) \quad (29)$$

6- الجانب التطبيقي

يتضمن الجانب العملي تطبيق المقدر التقليدي (10) كتقدير لدالة الفاريوكرام الاعتيادية والحصينة على بيانات حقيقية تم الحصول عليها من الحاصود (1999) والبيانات موضحة في جدول-1- وتمثل هذه البيانات ارتفاع مناسيب 49 بئر مياه جوفية في قضاء سنجار في محافظة نينوى وهي موزعة على شكل شبكة منتظمة في جدول 7*7 واحداثيات كل مشاهدة ممثلة بموقعها في الصف والعمود فمثلا المشاهدة الاولى 6.2 احداثياتها هي 1*1 والمشاهدة الواقعة في الصف الثالث والعمود السادس 6.0 احداثياتها هي 3*6 وهكذا بالنسبة لجميع القيم David (1977) .

جدول-1- بيانات أبار مياه جوفية في قضاء سنجار

6.2	7.5	7.2	7.1	6.0	5.9	5.8
7.4	7.4	6.2	6.2	6.0	5.9	5.8

6.2	6.2	6.2	6.1	6.1	6.0	5.6
6.2	7.3	7.3	6.2	6.0	5.7	5.6
7.3	6.2	6.2	6.1	5.9	5.6	5.3
6.1	6.2	6.1	5.8	5.6	5.5	5.2
6.1	3.9	5.8	5.6	5.6	5.2	3.8

تم الحصول على تقدير دالة الفاريوكرام الاعتيادية والحصينة على البيانات الأصلية الموضحة في جدول-1- وكانت النتائج كما موضحة في جدول -2- ويلاحظ ان هناك فروقات جوهرية بين التقديرين الاعتيادي والحصين .

البيانات في جدول -1- لا تحتوي على قيم شاذة outliers ويحبذ اعتماد التقدير الاعتيادي (1993) Cressie أما في حالة احتواء البيانات على قيم شاذة وكما هو ملاحظ في جدول -2- حيث تم إحلال قيم شاذة محل قيم في جدول ل-1- تم اعتبار القيمة الاولى الموجودة في العمود الأول من الصف الثاني والتي هي 7.4 يحل محلها المشاهدة 10.4 كقيمة شاذة عظمى وتم اعتبار القيمة 2.1 كقيمة شاذة صغرى لتحل محل المشاهدة الموجودة في العمود الخامس من الصف السادس وهي 5.6 من اجل اعتبارها كقيمة شاذة صغرى . تم تقدير دالة الفاريوكرام الاعتيادية والحصينة على البيانات الجديدة الناتجة من إضافة القيم الشاذة وكانت التقديرات موضحة في جدول -3- ويلاحظ بأن هناك فروقات واضحة في التقدير بين دالة الفاريوكرام الاعتيادي والحصين ويفصل اعتماد دالة الفاريوكرام الحصين بسبب حساسية دالة الفاريوكرام الاعتيادي للقيم الشاذة والتي لا تعطي تقدير دقيق للفاريوكرام . حيث تم تقدير دالة الفاريوكرام الاعتيادي والحصين من خلال استخدام نظام MathLAB والبرنامج موجود لدى الباحث.

جدول -2- تقدير دالة الفاريوكرام الاعتيادي والحصين

تقدير الفاريوكرام الاعتيادي $\gamma(h)$	تقدير الفاريوكرام الحصين $\gamma(h)$
0.23256	0.0004120
0.2990	0.0018719
0.45446	0.005967
0.60595	0.01162927
0.61464	0.01253030
0.96714	0.03418662

جدول -3- تقدير دالة الفاريوكرام الاعتيادي والحصين بعد إضافة قيم شاذة

تقدير الفاريوكرام الاعتيادي $\gamma(h)$	تقدير الفاريوكرام الحصين $\gamma(h)$
---	--------------------------------------

بعد إضافة قيم شاذة	بعد إضافة قيم الشاذة
1.9283	0.0025018
2.0745	0.0080532
2.4723	0.016602
3.0952	0.036383
3.2578	0.028269
3.9957	0.11597

7- الاستنتاجات

- 1- يفضل فحص البيانات فيما اذا كانت تتوزع توزيع طبيعي او قريبة من التوزيع الطبيعي واذا كان ذلك يستخدم مقدر دالة الفاريوكرام الاعتيادي المعرف بالصيغة (10) .
- 2- اذا لم يكن توزيع البيانات قريب من التوزيع الطبيعي فهذا يعني احتواء البيانات على مشاهدات شاذة وعليه لا يمكن استخدام المقدر الاعتيادي (10) لانه حساس للمشاهدات الشاذة ويعطي تقدير غير دقيق ويجب استخدام دالة الفاريوكرام الحصينة (19)
- 3- من الممكن اجراء اختبار نظري على دالة الفاريوكرام الاعتيادي والحصين على بيانات مولدة بواسطة اسلوب المحاكاة على توزيع طبيعي وتوزيع غير طبيعي .

المصادر

1. الحاصود ، غانم محمود ظاهر (1999) ، التنبؤ عن العملية العشوائية المكانية ، رسالة ماجستير (غير منشورة) كلية التربية جامعة الموصل .
2. Barnett and Lewis , T.(1978) :”Outhirs in statistical Data” .John Wiley and sons , NewYork.
3. Boogaart, T. G. (1999): New possibility for modeling variograms in complex geology. Proc. Of stat Gis.
4. Carroll, S. S. and Cressie, N. A. C. (1996): A comparison of geostatistical methodologies used to estimate snow water equivalent. Water Resources Bulletin. Vol. 32. No. 2.
5. Cressie, N. A. C. (1980), Relaxing assumptions in the one sample t-test: Australian J. stat., v. 22. to appear.
6. Cressie, N. A. C. (1993): statistics for spatial Data. J. Wiley and sons. London
7. David, M. (1977): Geostatistical ore Reserve Estimation. Elsevier. Amsterdam.
8. David, M. (1978) sampling and estimation problem for three dimensional spatial stationary and non stationary stochastic processes

- as encountered in the mineral industry. J. of statistical planning and inference.
9. Dutter, R. (1996): Robust Variogram Estimation (dutt@ m1. Statistik. Tuwein. ac. at).
 10. Furrer, R., Genton, M. G and Douglas, N. (2003) covariance Tapering for interpolation of large spatial sets.
 11. Gaur, R. (2005): Robustness of variogram. (www.Mail-archive.Com/ai-geostats@unil.ch/msgo2128.html)
 12. Gross, A. 1977, confidence intervals for bisquare regression estimates: J. Amer. Stat. Assoc., V. 72. P. 341-354.
 13. Hogg, R. V., 1974., Adaptive robust procedures: A partial review and some suggestions for future applications and theory: J. Amer. Stat. Assoc., V. 69, p. 909-923.
 14. Huber, P. J., 1964, Robust estimation of a location parameter. Ann. Math. Stat., V. 35, p. 73-101.
 15. Huber, P. J., 1972, Robust statistics-review: Ann, Math. Stat., V. 43, P. 1041-1067.
 16. Matheron G., 1963. Principles of geostatistics: E con. Geol., V. 58, P. 1246-1266.
 17. Merwe ,A.J.V.D and Botha ,J.J (1993): A Bayesian Approach to outlier Detection in Regression Analysis using Gibbs sampling . South African Statist .J., 27, pp.181-202
 18. Ribeiro ,P.J., Christensen , O.F. and Diggle , P.J.(2003) : Geostatistical software – geor and geor g/m.
<http://www.ci.tuwien.ac.at/conferences/DSC>
 19. Shorack, G., 1976, Robust studentization of location estimates: statistica. Neerindica, V. 30, P. 119-141.
 20. Stein, M. L. (1999a): Interpolation of spatial data springer- verlay. Berlin.