

العنوان:	الاحصاء المكانية فى تقدير التلوث البيئى
المصدر:	المجلة العراقية للعلوم الإحصائية
الناشر:	جامعة الموصل - كلية علوم الحاسوب والرياضيات
المؤلف الرئيسي:	إسماعيل، محمد نذير
مؤلفين آخرين:	موسى، جعفر محمد(م . مشارك)
المجلد/العدد:	ع 11
محكمة:	نعم
التاريخ الميلادي:	2007
الصفحات:	54 - 71
رقم MD:	419483
نوع المحتوى:	بحوث ومقالات
قواعد المعلومات:	EcoLink
مواضيع:	التنبؤ المستقبلى ، الاساليب الاحصائية ، التحليل الاحصائى ، السلاسل المكانية ، التلوث البيئى ، الاحصاء
رابط:	<a href="http://search.mandumah.com/Record/419483">http://search.mandumah.com/Record/419483</a>

## الإحصاء المكاني في تقدير التلوث البيئي

محمد نذير إسماعيل\*

جعفر محمد موسى\*\*

### المستخلص

إن أسلوب كريك أو ما يسمى Kriging يستخدم في التنبؤ الأمثل عن كمية (درجة) المعدن الموجود في موقع أو مواقع معينة في حقل معدن ما مثل النفط ، الذهب ، الحديد ، النحاس ... الخ .

تم في هذا البحث استخدام هذا الأسلوب في التنبؤ والتقدير عن مقدار التلوث الحاصل من غبار معدن الرصاص المتجمع في مواقع معينة في مدينة الموصل اعتماداً على بيانات ( 23 ) موقعاً في هذه المدينة إذ تم إسقاط وتحديد إحداثيات هذه المواقع في المدينة نسبة إلى مقياس الرسم الموجود على خارطة الموصل. إذ تم الحصول على تنبؤ ستة مواقع في المدينة غير مقاسة فيها كميات التلوث مع حساب الخطأ في هذا التنبؤ كذلك حساب التقدير الإجمالي للتلوث وحساب حدود الثقة لمتوسط التلوث في مدينة الموصل . المنهجية الرياضية في هذا البحث اعتمدت على حساب دالة الفايروكرام بطريقة إختيار موقع مركزي في المدينة ثم الاتجاه حول هذا المركز ، وبعد الحصول على دالة الفايروكرام حصلنا على دالة التغيرات بعد افتراض الاستقرارية، والأخيرة نوقشت في هذا البحث ومن ثم استخدمنا دالة التغيرات في نظام معادلات كريك للحصول على قيم التنبؤ. وكانت النتائج مشجعة جداً. جميع الحسابات تمت باستخدام نظام Matlab .

\* أستاذ مساعد / كلية التربية - قسم الرياضيات - جامعة الموصل .

\*\* مدرس مساعد / كلية العلوم - قسم الرياضيات - جامعة ديالى .

## **The use of Spatial Statistics in the Estimation of Environmental Pollution**

### **ABSTRACT**

Kriging technique is used for optimal prediction about grade of ore metal , such as, oil, gold, iron and cooper etc, that exists at some location or locations.

In this paper we use this technique to predict the pollution of lead powder accumulating at 23 locations in Mosul city. The coordinates of these locations have been determined by projecting them on the map measurement .We could get five predictions of five unobserved locations of the pollution .

Also we compute the error in these predications, total estimation and confidence limits for the mean of the pollution in Mosul city. The mathematical concepts in this research are the computation of variogram function and covariance function based on central location in the city and stationary assumption is assumed with discussion .

The covariance function is used in Kriging equation system to obtain the results that are very encouraging .All computations are executed by using MATLAB system.

## 1. المقدمة

يتناول هذه البحث عملية التنبؤ عن مواقع عشوائية غير مقاسة اعتماداً على المتغيرات العشوائية المكانية Regionalized variables المقاسة ، وذلك باستخدام أسلوب كريك المعروف بـ kriging نسبة إلى D. G. krige ويتمثل هذا الأسلوب بدالة الفايروكرام variogram function أو دالة التغاير الذاتي Autocovariance function للمتغيرات العشوائية المكانية .

وقد تطور الإحصاء المكاني spatial statistics على يد علماء منهم Matheron (1975) , Journel and Huijbregts (1978), Stein (1987), Cressie (1991).

وان دراسات الإحصاء المكاني في تطور مستمر وذلك لأهمية هذه الحقل من علم الإحصاء .يتعلق الإحصاء المكاني بمجموعة من المفاهيم الإحصائية الرياضية لوصف ارتباط المتغيرات المكانية الموزعة عشوائياً .

ان أساسيات علم الإحصاء المكاني طورها Krige, Sichel, and De weijjs من خمسينات القرن العشرين لتقدير الإحتياطي من خامات الذهب في جنوب أفريقيا (1977) David (1979), Clark (1981), Henley (1971) Matheron هذا العمل التجريبي الكبير قاعدته النظرية في نظرية المتغيرات الموقعية Regionalized variables theory .

## 2. المفاهيم الأساسية

أعتبر  $D$  مجالاً أو منطقة للمتغير العشوائي  $z(x)$  ،  $x \in D \in R^P$  ، حيث  $3$  أو  $2 = P$  إذ يمكن قياس هذا المتغير على عينة حجمها  $n$  من المواقع وهذه القياسات يرمز لها بالمتغير  $z(x)$  وقيمه :

$$z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)$$

وكل  $Z(x_i)$  تمثل قيمة التلوث في الموقع  $x_i$

وبسبب توزيع هذه القياسات في الفضاء فإن  $Z(x_i)$  تدعى بالمتغير الموقعي

Regionalized variable في الإحصاء الجيولوجي التحليلي .

المتغير الموقعي  $Z(x)$  يعد مشاهدة مفردة ( وإن مشاهدة مفردة من القياسات

هي  $[z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)]$  للعملية العشوائية  $\{z(x), x \in D\}$  .

أحد أهداف الإحصاء الجيولوجي التحليلي هو تقدير تلوث في مواقع غير

مقاسة في المنطقة  $D$  .

لأية نقطة  $x_0$  غير مقاسة في المنطقة  $D$  أفضل مقدر للمتغير الموقعي

$Z(x_0)$  عند الموقع  $x_0$  الذي يعطى بالتوقع الشرطي .

$$E[z(x_0) | z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)]$$

إذ أن  $x_1, x_2, \dots, x_n$  يمثل مواقع لقياسات المشاهدات

$z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)$  . لحساب التوقع الشرطي يتطلب معرفة التوزيع الإحتمالي

لـ  $(n+1)$  من المتغير العشوائي  $Z(x)$  وبما أن إستدلال التوزيع الإحتمالي

المشترك غير ممكن عند مشاهدة واحدة one realization فقط ، نحتاج إذا الى

مقدر يتوفر فيه تحليل من الإفتراضات وعادة يكون كافيا في هذه الحالة فئة من

المقدرات الخطية . انظر (Olea (1975), Delfiner (1976) .

المقدرات الخطية تتطلب فقط معرفة العزم الأول والثاني ( الوسط والتباين )

للتوزيع الإحتمالي للمتغير  $Z(x)$  ويكون من الممكن الحصول على هذه العزوم إذا

أفترضنا خاصية المرحلية أو السكونية stationarity في المنطقة  $D$  في هذه الحالة

تعد القياسات عند نقطتين مختلفتين  $Z(x_i)$  و  $Z(x_{i+h})$  مشاهدتين مترابطتين للمتغير

العشوائي  $Z(x)$  يفصل بينهما مسافة  $h$  ويمكن استخدام هاتين القيمتين لتقدير

العزمين الأول والثاني للمتغير الموقعي  $Z(x)$  . إن إجراءات إستخدام المقدرات

الخطية وفرضيات السكون تشير إلى الإحصاء المكاني الخطي .

## 3. هدف البحث

أن هدف البحث هو التقدير الإجمالي لغبار الرصاص المتواجد في مدينة الموصل، وذلك من خلال حساب دالة شبه الفايروكرام بطريقة اختيار موقع مركزي إلى حد ما على الخارطة، ومن ثم تطبيق أسلوب Kriging على مناطق غير مقاسة، فضلاً عن ذلك تم تحديد تباين التقدير مع حساب حدود الثقة للتقدير الإجمالي كما يتم أيضاً حساب التباين الحاصل في التنبؤ الذي يعرف بتباين Kriging والذي يرمز له  $\sigma_k^2$ .

## 4. طرائق التنبؤ

1- عندما يكون الوسط  $\mu$  معلوماً:

$$z_i = z(x_i), \quad i=1, 2, \dots, n \quad \forall x_i \in D \quad \text{نفترض أن}$$

وان  $x_i = (u_i, v_i)$  تمثل المواقع في المستوي .

والمطلوب افضل تقدير للعملية  $z(x)$  عند  $x = x_0$  إذ أن  $x_0$  نقطة جديدة

غير ملاحظة إن افضل مقدر خطي غير متحيز Best linear unbiased estimator إلى  $z(x)$  .

يدعى بمقدر كريك Kriging Estimator وله الصيغة الآتية:

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad \dots \dots \dots (1)$$

إذ يتم تقدير الأوزان  $\lambda_i$  بحيث أن متوسط مربع الخطأ MSE يكون أصغر ما يمكن. لذا فان افضل مقدر خطي غير متحيز للمعلمة  $\mu$  هو :

$$\hat{\mu} = \frac{J' \sum^{-1} z}{J' \sum^{-1} J} \quad \dots \dots \dots (2)$$

إذ أن J متجه ذو بعد  $n*1$  وجميع عناصره الواحدة و  $\sum$  مصفوفة التباين - التغاير وأبعاده  $n*n$  ويجب أن يكون مصفوفة أكيدة الإيجابية positive definite matrix

البرهان: انظر البياتي (2005).

2- عندما يكون الوسط  $\mu$  غير معلوم:

لتقدير  $z_0$  بأفضل مقدر خطي الذي يكون بالشكل :

$$\hat{z}_0 = \lambda' z \dots\dots\dots(3)$$

نحتاج إلى تحقيق شرطين :

$$1) E(\hat{z}_0) = \mu$$

$$2) \sigma_k^2 = \text{var}(\hat{z}_0 - z_0) \quad \min$$

وهذا التباين يدعى تباين كريك Kriging variance وهذا التباين ليس

$$\sigma_{\hat{z}_0}^2 = \text{var}(\hat{z}_0)$$

والذي يسمى تباين مقدر كريك. ومن المعادلة (2) و(3) يمكن أن نحصل على

مقدر كريك والذي يكون بالصيغة:

$$\dots\dots\dots(4) \hat{z}_0 = \hat{\mu} + \sigma_0' \Sigma^{-1} (z - \hat{\mu} J)$$

Cressie (1993)

البرهان: انظر (2005) البياتي

ومن نتائج معادلة (4) فان تباين كريك  $\sigma_k^2$  وتباين مقدر كريك  $\sigma_{\hat{z}_0}^2$  لهما

الصيغتان الآتيتان :

$$\sigma_k^2 = \sigma_{00} - \sigma_0' \Sigma^{-1} \sigma + [1 - J' \Sigma^{-1} \sigma_0]^2 / (J' \Sigma^{-1} J) \dots\dots\dots (5)$$

$$\sigma_{\hat{z}_0}^2 = \sigma_0' \Sigma^{-1} \sigma_0 + \{1 - (J' \Sigma^{-1} \sigma_0)^2\} / (J' \Sigma^{-1} J) \dots\dots\dots (6)$$

انظر (1993) Cressie

البرهان: انظر البياتي (2005)

إن حساب  $\sigma_k^2$  يعطينا فكرة عن الخطأ المتضمن في التقدير الذي يمثل

مقياساً لنوعية التقدير ويدعى  $\sigma_k^2$  أيضاً تباين الخطأ Error variance .

ونلاحظ أن  $\sigma^2$  هو التباين الكلي بينما  $\sigma_{\hat{z}_0}^2$  هو تباين المقدر  $\hat{z}_0$ . انظر

Ripley (1981)

ويمكن أن نحصل من التقديرات  $\hat{z}_i(x_0)$ ,  $i=1,2,\dots,M$  المقاسة بطريقة كريك على التقدير الموضعي local estimation ضمن منطقة D وكما يأتي :

$$\bar{z}(x) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{z}_i(x_0) \dots\dots\dots (7)$$

وافضل تقدير خطي غير متحيز للمقدار الكلي ضمن D يكون حسب :

$$\text{Total estimation} = A \bar{z}(x) \dots\dots\dots (8)$$

إذ أن A تمثل مساحة Area للمنطقة D .

وان الخطأ في التقدير الموضعي local estimation error هو :

$$\sigma_{LE}^2 = \text{var} \left( \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{z}_i(x_0) - z_i(x_0) \right) = \frac{1}{M^2} \sum_{i=1}^M \text{var}(\hat{z}_i(x_0) - z_i(x_0)) = \frac{1}{M^2} \sum_{i=1}^M \sigma_k^2(x_i) \dots\dots\dots (9)$$

إذ أن M عدد النقاط التي تم التقدير عندها .

أما بالنسبة للتباين الإجمالي للخطأ في التقدير الإجمالي ضمن المنطقة D التي

مساحتها A فيحسب من :

$$\text{Total variance} = \text{var} \left( A * \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{z}_i(x_0) - z_i(x_0) \right) = (A)^2 * \sigma_{LE}^2 \dots\dots (10)$$

حيث يتم إيجاد فترة ثقة للكمية التقديرية ضمن D وذلك باستخدام

الانحراف المعياري ما يسمى بالخطأ المعياري Standard error — Total

variance وعلى سبيل المثال فان فترة الثقة المعيارية (95%) لكمية المقدره

ضمن D معطاة حسب :

$$\text{Standard Error} = \sqrt{\text{Total variance}}$$

$$\text{Total Estimation} \pm 1.96 \text{ standard Error} \dots\dots\dots (11)$$

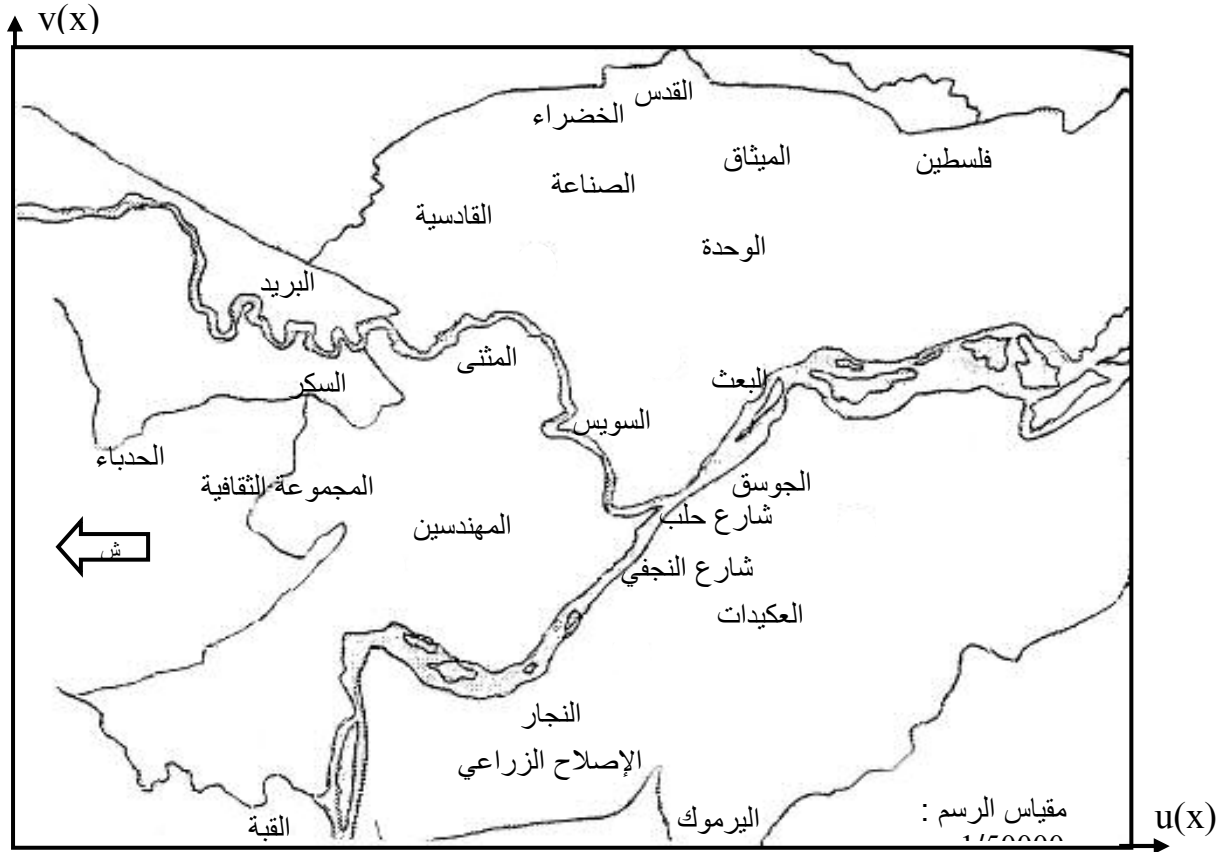


## 5. الجانب التطبيقي

بما أن طبيعة استخدام قانون التنبؤ كريك في عملية التنبؤ يتطلب بيانات تحتوي على قيم مواقع حقيقية لذا فإن البيانات المستخدمة في هذه الدراسة هي بيانات حقيقية في جانب تلوث الهواء لمدينة الموصل قد حصلنا عليها من دراسة سابقة وهي (دراسة البيئة لبعض ملوثات في مدينة الموصل) التي أنجزت في كلية العلوم / قسم علوم الحياة/جامعة الموصل . وذلك لمعرفة التلوث الحاصل في الأمطار والتراب وأوراق النباتات الناتجة عن تلوث الهواء بمادة الرصاص ومدى تأثيرها في سطح أوراق النباتات. انظر الحياي (2000) .

وهذه البيانات موضحة في الجدول (1) وموزعة على خارطة مدينة الموصل الشكل (1) ونلاحظ أنها تحتوي على (23) موقعاً مع إحداثياتها التي تم حسابها. ولأربعة فصول خلال السنة 1999-2000 وقد اخترنا عشوائياً فصل الخريف نموذجاً للدراسة كما موضح في الجدول (1) إذ أن كل موقع فيها يمثل مشاهدة مع إحداثياتها والتي هي  $u(x)$  يمثل فيها شمال جنوب و  $v(x)$  يمثل شرق غرب . علماً بأن تراكيز التلوث المقاسة في هذه البيانات هي بوحدات مايكروغرام/غرام. أي ما يعادل  $10^{-6}$  غرام . وأن البيانات المتواجدة لدينا هي بوحدات مايكروغرام / غرام.

كما نلاحظ من الشكل (1) أنها تحتوي على مناطق المطلوب التنبؤ عنها وهي (النبي يونس ، باب سنجار ،حي الشرطة ،البلديات ،حي النور ،الغزلاني) وان إحداثيات هذه المواقع موضحة في الجدول (2) وان هذه المواقع كانت عشوائية ايضاً.



الشكل (1): مواقع الأحياء التي تم جمع عينات الغبار منها في مدينة الموصل ومواقع المطلوب التنبؤ عنها

نلاحظ أن توزيع هذه البيانات يتبع التوزيع الطبيعي أو هو قريب من التوزيع الطبيعي وذلك لأن مدينة الموصل مدينة ليست صناعية كبيرة بل تعد مدينة زراعية أكثر بكثير من أن تكون صناعية على الرغم من وجود عدد من المصانع مثل مصنع السمنت والسكر وأنها لا تحتوي بالدرجة الأساس على مصانع تتطلب معدن الرصاص مادة أولية في إنتاجها مثل مصنع البطاريات . إن غبار الرصاص المتواجد في هذه المدينة ناتج بالدرجة الاساسية من غاز عادم السيارات نتيجة احتواء وقود البنزين على هذه المادة التي تزيد من قابلية احتراقه . ولهذه الأسباب لم نختبر التوزيع الطبيعي للبيانات بواسطة إحدى الطرائق اختبار التوزيع الطبيعي مثل اختبار مربع كاي أو اختبار Kolmogorov و Smirnov . انظر Bernard (1976)

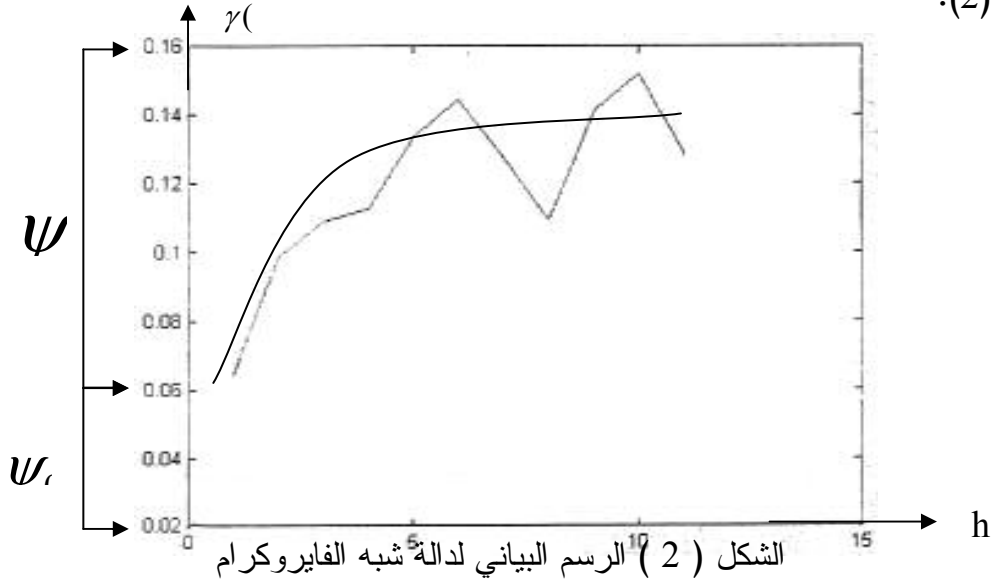
الجدول (1) مواقع تراكيز غبار الرصاص في المدينة لفصل الخريف مع إحداثياتها

u(x)	v(x)	قيمة z(x)	z(x)	المناطق
11.5	8.5	688	Z <sub>1</sub>	سويس
10	10	90	Z <sub>2</sub>	المتنى
10.5	6.5	22.67	Z <sub>3</sub>	المهندسين
13	6.75	880	Z <sub>4</sub>	شارع حلب
9	8	200	Z <sub>5</sub>	المجموعة
14	9	251.67	Z <sub>6</sub>	البعث
9.5	11.5	54.33	Z <sub>7</sub>	القادسية
8	9.5	241.67	Z <sub>8</sub>	السكر
15	7	15	Z <sub>9</sub>	الجوسق
8	10	50	Z <sub>10</sub>	البريد
13	5	461.67	Z <sub>11</sub>	شارع النجفي
13	12	1057.67	Z <sub>12</sub>	الصناعة
14.5	5.5	917.67	Z <sub>13</sub>	العكيدات
7	7.5	507	Z <sub>14</sub>	الحدباء
15	12	52.67	Z <sub>15</sub>	الوحدة
11.5	3	364	Z <sub>16</sub>	النجار
11.5	14	50	Z <sub>17</sub>	الخضراء
14	14	60	Z <sub>18</sub>	الميثاق
16.5	12	55	Z <sub>19</sub>	فلسطين
12.5	2.5	90.33	Z <sub>20</sub>	الإصلاح الزراعي
13	14.5	77	Z <sub>21</sub>	القدس
13.5	1.5	65	Z <sub>22</sub>	اليرموك
6	1	12.33	Z <sub>23</sub>	القبة

الجدول (2) : المواقع المطلوب التنبؤ عنها

المناطق	$v(x)$	$u(x)$
النبى يونس	9	12
باب سنجار	4	12
حي الشرطة	6.5	9.5
البلديات	8.5	8
حي النور	10.5	10.5
الغزلاني	6.5	15

وبواسطة هذه البيانات في الجدول (1) حسبنا دالة شبه الفايروكرام التجريبي بين أزواج المشاهدات التي تبعد عن بعضها البعض إزاحة  $h$  والنتائج موضحة في الجدول (3). انظر (Cressie 1993). وبعد تحويل النتائج في الجدول (1) إلى وحدات غرام رسمنا العلاقة بين دالة شبه الفايروكرام والإزاحة  $h$ . كما في الشكل (2).



الجدول (3): نتائج دالة شبه الفايروكرام

h	$\gamma(h)$
1	638220.9
2	95578.3
3	109010.7
4	112675.8
5	133647.3
6	144747.6
7	127564.6
8	109341.6
9	141346.8
10	151974.7
11	129152.9
12	35541.3
13	46508.5
14	68369.7
15	55240.14
16	77450.4
17	88621.6
18	110308.5
19	139002.6
20	62342.15
21	98540.4
22	228264.9

ونلاحظ من الشكل (2) أن دالة الفايروكرام عبارة عن دالة تزايدية بدلالة الإزاحة  $h$  وأنها تقطع المحور العمودي عند  $0.06\psi_0$  ويزداد ارتفاعها وتكاد تستقر عند  $h = 0.14$  أي أن المدى  $a = 11$  ودالة الفايروكرام تستقر عند  $\sigma^2 = \psi_0 + \psi$  إذ أن  $\sigma^2 = 0.2$  وهو أعلى ارتفاع له أي أن  $\gamma(h) = 0.14$  وبذلك يكون  $\psi = 0.14$ .

وان دالة الفايروكرام في الشكل (2) تشابه دالة الفايروكرام الكروي الذي يكون بالصيغة

$$\gamma(h) = \begin{cases} \psi_0 & h = 0 \\ \psi_0 + \psi \left[ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 < h \leq a \\ \psi_0 + \psi & h > a \end{cases} \dots\dots\dots (12)$$

Cressie(1993), Istok and Cooper(1988)

وللحصول على دالة التغيرات  $c(h)$  نعتبر العلاقة الآتية :

انظر Steven and Cressie (1996)

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

أو

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

$$c(0) = \sigma^2 = \psi_0 + \psi$$

$$c(h) = \psi_0 + \psi - \psi_0 - \psi \left[ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right]$$

إذاً تكون دالة التغيرات لها الشكل الآتي :

$$c(h) = \begin{cases} \psi_0 + \psi & h = 0 \\ \psi \left[ 1 - \frac{3h}{2a} + \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 < h \leq a \\ 0 & h > a \end{cases} \dots\dots\dots (13)$$

وبعد تقدير المعالم  $a$  و  $\psi$  و  $\psi_0$  من دالة الفايروكرام تكون الصيغة النهائية لدالة التباير بالشكل الاتي:

$$c(h) = \begin{cases} 0.2 & , & h = 0 \\ 0.14 \left[ 1 - \frac{3h}{2(11)} + \frac{1}{2} \left( \frac{h}{11} \right)^3 \right] & , & 0 < h \leq a \\ 0 & , & h > a \end{cases} \quad \dots\dots\dots(14)$$

تمكنا من إسقاط إحدائيات مواقع المشاهدات على الخارطة ذلك من إعتبار مقياس الرسم المثبت على خارطة مدينة الموصل الذي هو [1:50000] سم أي أنه بعد [11\*50000] سم سوف يقل وجود التلوث أو يندم وهذا يفسر لنا خارج منطقة الدراسة . والسبب الرئيس الثاني الذي يجب الإشارة إليه في إختيار المدى  $a = 11$  هو أننا لا نستطيع التجاوز أكثر من نصف أبعد طول للمسافة  $h$  لأن دالة التباير تكون معرضة لخطأ التقدير عندما تكون أزواج النقاط موزعة على مسافات كبيرة .

وبأخذنا المواقع المشاهدة وقيمها في منطقة الدراسة وتطبيق العملية العشوائية  $\{Z(x)\}$  التي لها النموذج الكروي وجدنا مصفوفة المسافات الأقليدية بين المناطق المقاسة حسب

$$h = \sqrt{(u(x_i) - u(x_j))^2 + (v(x_i) - v(x_j))^2} \quad \dots\dots\dots(15)$$

وبإستخدام المصفوفة الأخيرة وبعد معرفتنا للمدى و  $\psi_0$  و  $\psi$  وجدنا مصفوفة  $\sum$  وذلك حسب الصيغة (13) ومعكوسها  $\sum^{-1}$  وبعد ذلك حسبنا أيضاً المسافات بين المناطق المراد التنبؤ عنها والمناطق المقاسة وذلك حسب (15) التي من خلالها وجدنا دالة التباير حسب (13) وبعد ذلك وجدنا الأوزان العينية  $\lambda_i$  من الصيغة

$$\lambda = \left[ \frac{(1-\sigma_0' \Sigma^{-1} J)}{J' \Sigma^{-1} J} \right] \Sigma^{-1} J + \Sigma^{-1} \sigma_0 \quad \dots\dots\dots(16)$$

البياتي (2005).

ولكل منطقة متبأ عنها والتي يشترط فيها أن يكون  $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$  انظر

الجدول (4)، وبعدها حسبنا  $\hat{z}(x_0)$  الذي يمثل مقدر كريك وذلك حسب العلاقة (1).

أما بالنسبة لتباين كريك  $\sigma_k^2$  وتباين مقدر كريك  $\sigma^2 \hat{z}_0(x)$  فوجدناهما من (5)، (6) على التوالي.

التقدير الأفضل غير المتحيز للقيمة الإجمالية حصلنا عليه من الصيغة (8) ومحصلة التباين الإجمالي من (10) وذلك بعد تعيين مساحة Area للمنطقة D التي تساوي  $11 \times 11 = 121 \text{ km}^2$  ومن ثم تطرقنا إلى التقدير الموضعي والخطأ في التقدير الموضعي إذ وجدناهما من (7) و (9) على التوالي وأخيراً قمنا بحساب فترة الثقة (95%) للكمية المقدرة للتلوث ضمن D من العلاقة (11). وأن نتائج الدراسة موضحة في الجدول (4).



الجدول (4) النتائج الحسابية لعملية التنبؤ الذي تم في المواقع الست

	$z(x_a)$	$z(x_b)$	$z(x_c)$	$z(x_d)$	$z(x_e)$	$z(x_f)$
$\lambda_1$	0.33	0.01	0.06	0.02	0.11	0.01
$\lambda_2$	0.11	0.00	0.02	0.05	0.31	0.00
$\lambda_3$	0.05	0.10	0.33	0.05	0.01	0.00
$\lambda_4$	0.09	0.06	0.04	0.00	0.01	0.09
$\lambda_5$	0.04	0.02	0.21	0.22	0.04	0.00
$\lambda_6$	0.16	0.00	0.00	0.00	0.04	0.08
$\lambda_7$	0.38	0.00	0.00	0.02	0.20	0.00
$\lambda_8$	0.00	0.00	0.03	0.22	0.04	0.00
$\lambda_9$	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.39
$\lambda_{10}$	0.00	0.00	0.01	0.14	0.05	0.00
$\lambda_{11}$	0.01	0.21	0.04	0.00	0.00	.006
$\lambda_{12}$	0.08	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00
$\lambda_{13}$	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.25
$\lambda_{14}$	0.00	0.01	0.14	0.00	0.00	0.00
$\lambda_{15}$	0.02	0.00	0.00	0.23	0.01	0.01
$\lambda_{16}$	0.00	0.27	0.07	0.00	0.00	0.00
$\lambda_{17}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00
$\lambda_{18}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$\lambda_{19}$	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.04
$\lambda_{20}$	0.00	0.17	0.02	0.00	0.00	0.01
$\lambda_{21}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
$\lambda_{22}$	-0.01	0.06	0.00	0.00	0.00	0.03
$\lambda_{23}$	-0.01	0.02	0.05	0.02	0.01	0.00
$\sum_{i=1}^{23} \lambda_i$	1.28	0.98	1.12	0.97	0.96	0.97
$\hat{z}(x_0)$	478.21	349.05	257.67	251.4	267.9	394.82
$\sigma_k^2$	0.21242	0.21089	0.20658	0.2155	0.21364	0.21481
$\sigma^2 \hat{z}_0(x)$	1.1952	1.1999	1.188	1.2217	1.2031	1.2299
$\overline{z(x)}$	333.175					
$\sigma_{LE}^2$	0.035					
Total estimator	40314.175					
Total variance	512.435					
فترة الثقة	(40269.807, 40358.543)					

**الاستنتاجات والتوصيات :****الاستنتاجات:**

1- يمكن استخدام طريقة كريك في التنبؤ عن التلوثات مثل التلوث الجوي بالغازات وتلوث الترب والمياه وتعد هذه الطريقة أفضل من الطرائق الكلاسيكية وذلك لأخذ الارتباط بين المشاهدات بنظر الإعتبار .

2- إن الإحصاء الجيولوجي يطبق تطبيقاً جيداً عندما تكون البيانات مرحلية وموزعة توزيعاً طبيعياً .

**التوصيات:**

1- تطبيق الأسلوب Kriging يجب أن يكون على مساحة محددة بين القيم النموذج وإلا سوف يعطينا نتائج خاطئة .

2- إن حساب مساحة الموصل كان لدينا على نحو تقريبي إلا انه يتطلب حساب منطقة التلوث على نحو دقيق وهذا ممكن بواسطة الاستعانة بمهندس مساح لإجراء ذلك .

**المصادر**

1. البياتي ، جعفر موسى محمد(2005) :الإحصاء المكاني في تقدير التلوث البيئي. رسالة ماجستير ( غير منشورة ) جامعة الموصل.
2. الحياي ، عفاف خليل عبد الله نجم ( 2000 ) : دراسة بيئية لبعض الملوثات في مدينة الموصل . رسالة ماجستير ( غير منشورة ) جامعة الموصل .
3. Bernard, W.L. (1976): statistical Theory. Third edition. Collier Macmillan International. London.
4. Clark, I. (1979). Practical geostatistics. Applied science publishers, London, U.K.
5. Cressie, N. (1991). statistics for spatial Data. Wiley, New York.
6. Cressie, N. (1993). statistics for spatial data, 2<sup>nd</sup>. edition. New York, Wiley .

7. David, M. (1977). Geostatistical ore reserve estimation. Elsevier scientific publishing company, New York.
8. Delfiner, P. (1976). Linear estimation of non-stationary spatial phenomena. Advanced geostatistics for the mining industry, M. Guarcascio, M. David, and C. Huijbregts, eds., Reidel publishing company, Dordrecht, Holland, 49-68.
9. Journel, A.G., and Huijbregts, C.I. (1978), mining geostatistics. Academic press, New York.
10. Matheron, G. (1971): The Theory of Regionalized Variable and its applications. Les Cahiers du center de morphologie mathematique, No. 5, Fontainebleau, France.
11. Matheron, G. (1975). Random sets and Integral Geometry. New York, Wiley.
12. Mohammed, S.A. and Qassim, M.N.I. (1997). An Estimation of components of spatial covariance. J. Edu. Sc. Vol. (27), University of Mosul.
13. Olea, R.A. (1975). Optimum mapping techniques using regionalized variable theory. Kansas Geologic survey series on spatial Analysis No.2 University of Kansas, Lawrence, Kans.
14. Ripley, B.D. (1981). Spatial statistics, New York, John Wiley.
15. Stein, M.L. (1987). Minimum Norm Quadratic Estimation of spatial variograms, J. Am. Statist. Assoc. 92, p. 765-772.
16. Steven, S.C. and Cressie, N. (1996). A comparison of geostatistical methodologies used to estimate snow water equivalent (Water resources bulletin). Journal of the American water resources association Vol. 32, No. 2.