

تقنية تقدير الكتلة في الإحصاء المكاني مع التطبيق

جعفر موسى محمد البياتي

قسم الإحصاء ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة كركوك ، كركوك ، العراق

الملخص

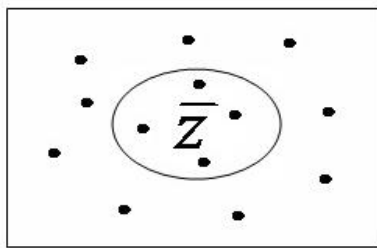
يتطرق هذا البحث إلى أسلوب بناء التنبؤات لتقدير متوسط مجموعة من النقاط (كتلة) في منطقة جزئية محددة ضمن مجال الدراسة بعملية حسابية واحدة وكأن تلك المجموعة من النقاط هي نقطة واحدة وقد تم استعمال في هذا البحث تقنية تسمى كتلة كريكنك Block kriging لهذا الغرض، حيث يستطيع المقدر بهذه التقنية أن يقدر متوسط مجموعة من النقاط (كتلة) في آن واحد بدل أن يكرر العملية الحسابية عدة مرات فضلا عن قياس تباين التقدير تلك الكتلة لذا فإن تقنية كتلة كريكنك يعتبر أسلوبا مختصرا للوقت والجهد والتكلفة، وتم تطبيق هذا البحث على بيانات حقيقية في مجال الصحة والمتمثل بنسبة الإصابة بالإمراض السرطانية في العراق لسنة 2008-2009 وقد تم الحصول على نتائج مهمة ودقيقة حسب مايراه الباحثون.

الكلمات المفتاحية: كتلة كريكنك ، تحليل البيانات المكانية ، كريكنك الاعتيادي ، كريكنك البسيط، المتغيرات الموقعية

1- المقدمة

يعتبر علم الإحصاء المكاني من العلوم الإحصائية المهمة وذلك لاستخدامه في التقيب عن البيانات المكانية مثل خامات معدنية أو مياه جوفية أو نباتات طبيعية أو أمراض وبائية التي تضر بالإنسان أو النبات أو كليهما معا حيث إن مثل تلك البيانات إما أن تكون نقطية أو مساحية أو خطية حسب طبيعتها، [1] فعند دراسة الإحصاء المكاني نرغب أحيانا بدراسة عملية تقدير بياناتها ، حيث توجد طرق تقدير كثيرة التي تستعمل في هذا المجال منها طريقة كريكنك Kriging Method أو تحليل سطح الاتجاه Teard surface analysis أو موزون المسافة العكسية Inverse distance weighting وغيرها من الطرق المكانية الموجودة في علم الإحصاء المكاني.

فعند استخدام تلك الطرق لتقدير متوسط n من النقاط في منطقة محددة من مجال الدراسة فعلى إجراء n من المرات من العمليات الحسابية، وهذه العملية تكون مرهقة وصعبة مكلفه للجهد والوقت، ولتجاوز مثل هكذا صعوبات يمكن استخدام تقنية تسمى Block kriging كتلة كريكنك لتقدير متوسط n من النقاط لمنطقة معينة مثل B والتي تسمى بالكتلة Block وتكون جزء من منطقة الدراسة بعملية حسابية واحدة كما موضح في الشكل (1) مع إمكانية حساب تباين التقدير لتلك الكتلة B ، علما بأن هناك حالتين لتقنية Block kriging وذلك حسب طبيعة الوسط للبيانات المتوفرة (المستقرة)، الحالة الأولى تسمى كتلة كريكنك الاعتيادي Block Ordinary Kriging وبشكل مختصر OBK والتي تستعمل عندما يكون الوسط غير معلوم، والحالة الثانية تسمى كتلة كريكنك البسيط Block Simple Kriging وبشكل مختصر SBK والتي تستعمل عندما يكون الوسط ثابت ومعلوم في منطقة الدراسة .



الشكل (1) يوضح كتلة كريكنك

هدف البحث :

تقدير متوسط مجموعة من النقاط (كتلة) باستعمال تقنية كتلة كريكنك الاعتيادي Ordinary Block Kriging فضلا عن حساب تباين تقدير كتلة كريكنك مع تطبيق عملي .

2- المتغير المكاني Regionalized Variable

إن المتغير الذي يتعامل به الإحصاء المكاني يختلف عن المتغير الاعتيادي إذ أن لكل قيمة من قيم المتغير المكاني إحداثيات تمثل موقع تلك القيمة سواء كانت على سطح الأرض في المستوي أو في باطن الأرض أو خارجها في الفضاء مثل التلوثات الجوية بالغازات.

لنفرض أن $z(x)$ يمثل المتغير المكاني عند الموقع x ضمن المنطقة D في فضاء إقليدس حيث $x \in D \subseteq R^p$ (حيث $p = 2$ في المستوي، $p = 3$ في الفضاء) وعند التقيب عن المعادن يكون هناك n من البيانات $z(x_1), z(x_2), z(x_3), \dots, z(x_n)$ في المواقع $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ على الترتيب ، كما وإن التباين بين المشاهدات أحيانا يكون كبيرا أو غير معروف مما يؤدي إلى أن تكون قيم معاملات الارتباط والتباين غير دقيقة مما يؤدي إلى تفسيرات خاطئة ونتائج غير دقيقة فيتم تحليل البيانات على ضوء ذلك باستخدام دالة الفايروكرام والمعرفة بالصيغة التالية:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \frac{1}{n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} (z(x_i) - z(x_i + h))^2 \quad (1)$$

من خلال نتائج الدراسات المتعددة والمتنوعة في الإحصاء المكاني استطاع العلماء تحديد نماذج عدة لدالة الفايروكرام والتغاير بحيث إن المنطقة D يكون لها نموذج تغاير يختلف عما هو في منطقة أخرى مثل D^* وفيما يلي جدول (1) الذي يمثل نماذج مختلفة من دوال الفايروكرام .

وهي متوسط مربع الاختلافات الموجودة بين المشاهدات المكانية التي تبعد عن بعضها البعض إزاحة h ، وان $n(h)$ تمثل عدد أزواج المشاهدات التي تفصل $z(x_i)$ ، $z(x_i + h)$ بينها إزاحة h ، [2] و [4]

3- دالة الفايروكرام والتغاير Covariance Variogram Function And

جدول (1) نماذج دالة الفايروكرام

اسم النموذج	الصيغة الرياضية
1 النموذج الخطي Linear model	$y(h) = \psi_0 + \psi h$
2 النموذج الكروي Spherical model	$\gamma(h) = \begin{cases} \psi_0 + \psi \left[\frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 < h \leq a \\ \psi_0 + \psi & h > a \end{cases}$
3 النموذج كاسوس Gaussian model	$y(h) = \psi [1 - \exp(-h^2 / 2a^2)]$
4 النموذج الأسّي Exponential model	$y(h) = \psi_0 + \psi [1 - \exp(-h/a)]$
5 نموذج de wision	$y(h) = 3a \log h$

وهذه المعادلة كما هي معلوم تتضمن معاملات ψ_0 ، ψ ، a التي تمثل مكونات دالة التغاير التي يتطلب تقديرها ، حيث يمكن تقدير تلك المعلمات بطرق عدة منها طريقة المربعات الصغرى والإمكان الأعظم وطريقة الرسم، وقد استخدمنا الطريقة الأخيرة لتقدير تلك المعلمات في هذا البحث [3]. ومن الشكل (2) نلاحظ أن $\psi_0 = 0$ إلا أنه غالباً لا يساوي صفر وهذه الظاهرة تسمى Nugget Effect والتي تمثل عدم الاستمرارية أو انقطاع دالة الفايروكرام عند $h = 0$ ، وهي الأخطاء العشوائية في وحدات القياس عندما تتغير فجأة الإزاحة h من وحدات الملمتر إلى وحدات المتر أو الكيلومتر. وكلما ازدادت الإزاحة h بين المشاهدات كلما أصبح التغاير كبيراً حتى يستقر ارتفاعه عند مسافة معينة مثل $h = a$ وهذه المسافة a تسمى بالمدى وبهذا نلاحظ تلاشي التغاير في دالة الفايروكرام حيث يستقر بقيمة ثابتة تساوي تباين σ^2 المشاهدات، وهذا التباين يدعى بـ (Sill) كما موضح بالشكل (2) ، [4] .

4- خصائص تقدير كتلة كريكنك Properties of block kriging estimation

بفرض إن البيانات تكون بالشكل $z(x_1), z(x_2), z(x_3), \dots, z(x_n)$ في المواقع $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ على الترتيب فان التركيب الخطي لتقدير نقطة معينة مثل $z(x_0)$ أو معدلها في نقطة معينة يعبر عنها بالشكل الآتي :

$$z_B = \frac{1}{B} \int_B z(x) dx \quad (4)$$

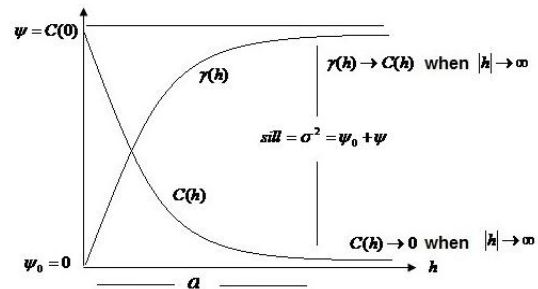
حيث الكتلة B تختصر وكأنها نقطة واحدة في عملية التقدير، وإن تقديرها من البيانات الموزونة يكون كتركيب خطي وبالشكل الآتي :

$$\hat{z}_B = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad (5)$$

في حالة الاستقرارية هناك علاقة تربط بين دالة التغاير $C(h)$ ودالة شبه الفايروكرام $\gamma(h)$ والتباين σ^2 وهي:

$$\gamma(h) = C(0) - C(h) \quad (2)$$

حيث أن $C(0) = \sigma^2$. كما في الشكل (2) أدناه:



الشكل (2) يوضح العلاقة بين دالتي الفايروكرام والتغاير

وللحصول على دالة التغاير نستخدم العلاقة التالية:

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

أو

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

بما إن

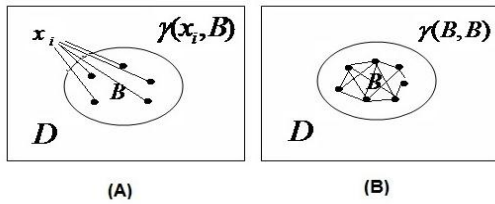
$$C(0) = \sigma^2 = \psi_0 + \psi$$

فإن

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

وبذلك تكون دالة التغاير بالشكل الآتي :

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



الشكل (3) يوضح كيفية حساب دالة الفايروكرام

لتقليل التباين في الصيغة (7) تحت الشرط عدم التحيز $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$ وباستعمال مضروب لاجرانج μ نقوم بالاتي :

$$\phi = \text{var}[\hat{z}_B - z_B] - 2\mu[\sum_{i=1}^n \lambda_i - 1] \quad (8)$$

وبأخذ المشتقة الجزئية للمقدار (8) أعلاه بالنسبة إلى λ ، μ ، ومساواتها إلى الصفر نحصل على $n+1$ من المعادلات الخطية والتي تسمى نظام لكتلة كريكنك الاعتيادي Ordinary Block Kriging System لإيجاد الأوزان

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \bar{\gamma}(x_i, B) & i = 1, 2, \dots, N \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (9)$$

وتباين التقدير لكتلة كريكنك الاعتيادي فيحسب من المعادلة :

$$\sigma_{OBK}^2 = \sum_{i=1}^N \lambda_i \bar{\gamma}(x_i, B) - \bar{\gamma}(B, B) + \mu \quad (10)$$

وبدلالة دالة التباين يكون :

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j C(x_i, x_j) + \mu = \bar{C}(x_i, B) & i = 1, 2, \dots, N \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (11)$$

وبشكل مختصر يكون:

$$\lambda C = B$$

$$\lambda = BC^{-1} \quad (12)$$

$$\sigma_{OBK}^2 = \bar{C}(B, B) + \mu - \sum_{i=1}^N \lambda_i \bar{C}(x_i, B) \quad (13)$$

[7] ، [9]

6- كتلة كريكنك البسيط Simple Block Kriging

في هذا الأسلوب نفترض أن الوسط m ثابت ومعلوم في جميع منطقة الدراسة ، أي أن $\forall x \in D$ ، $E[z(x)] = m$ [8]

وبافتراض ان الدالة العشوائية $y(x)$ حيث ان :

$$z(x) = y(x) + m$$

$$\text{وان } E[y_B] = 0 \quad , \quad E[y(x)] = 0$$

وعليه يكون التركيب الخطي لتقدير $y(x)$ بالصيغة التالية :

$$\hat{y}_B = \sum_{i=1}^N \lambda_i y(x_i) \quad (14)$$

هذا المقدار يجب أن يحقق شرطي عدم التحيز وائل التباين، فتحت شرط عدم التحيز يجب أن يكون التوقع مساوي صفر أي أن :

وهذه العملية تحتاج إلى تقدير الأوزان λ_i بأفضل الطرق بحيث أن متوسط مربع الأخطاء Mean Square Error يكون اقل ما يمكن أي

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{z}_B - z_B)^2 \text{ is minimum as possible}$$

وكقاعدة عملية يجب أن يكون :

$$MSE < \sigma^2 \quad (6)$$

حيث أن σ^2 تباين العينة .

أي انه إذا كان متوسط مربع الأخطاء Mean Square Error اقل من تباين العينة فأن مقدار التنبؤ Block Kriging سيكون أفضل، ولتقدير الأوزان λ_i نحتاج إلى الشرطين التاليين:

$$1) E[\hat{z}_B - z_B] = 0$$

$$2) \text{Var}[\hat{z}_B - z_B] \text{ min}$$

هذا التباين يسمى تباين كريكنك (تباين خطأ التقدير) . أن الأوزان λ المستخدمة في تقدير \hat{z}_B يجب أن يكون فيها الخطأ اقل ما يمكن وبما إننا لا نستطيع حساب مقدار الخطأ في التقدير إلا إننا نستطيع حساب تباين خطأ التقدير الذي يعطينا فكرة عن الخطأ المتضمن في التقدير الذي يمثل مقياساً لنوعية التقدير .

5- كتلة كريكنك الاعتيادي Block Ordinary Kriging

إذا كانت $z(x)$ مستقرة مع الوسط m فأن :

$$E[z_B] = m$$

$$\text{وكذلك } E[z(x)] = m$$

ونحصل على

$$E[\sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) - z_B] = \sum_{i=1}^n \lambda_i m - m = m[\sum_{i=1}^n \lambda_i - 1]$$

فأن هذا المقدار يكون غير متحيزاً عندما يحقق الشرط $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$.

ويمكن التعبير عن تباين الخطأ $[\hat{z}_B - z_B]$ بدلالة التباين كالتالي:

$$= \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \lambda_i \lambda_j C(x_i, x_j) + \bar{C}(B, B) - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{C}(x_i, B)$$

أو بدلالة الفايروكرام

$$= 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(x_i, B) - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i, x_j) - \bar{\gamma}(B, B) \quad (7)$$

حيث أن :

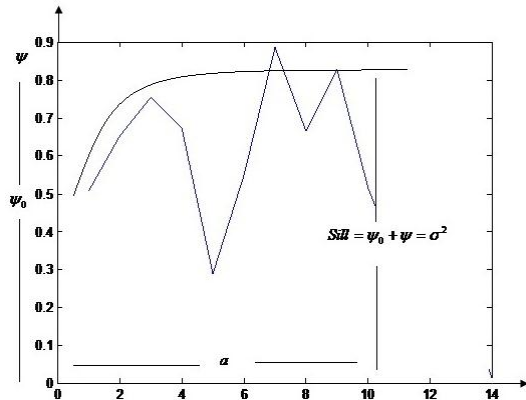
$$\bar{\gamma}(x_i, B) = \frac{1}{B} \int_B \gamma(x_i - x) dx \text{ ويمثل معدل الفايروكرام بين } x_i \text{ و الكتلة } B.$$

$$\bar{\gamma}(B, B) = \frac{1}{B^2} \iint \gamma(x - x') dx dx'$$

أي نقطتين داخل الكتلة B . كما في الشكل (3). [5]، [6]

استخدمنا العلاقة $Y = \log(z(x) + A)$ لضمان الحصول على هذا التوزيع للبيانات ، حيث فرضنا أن الثابت $A = 10$.
ب- تحليل البيانات :

من خلال البيانات التي تم جمعها تم حساب دالة الفايروكرام التجريبي بين النقاط وذلك باستعمال المعادلة (1) ومن ثم رسمنا العلاقة بين دالة الفايروكرام $\gamma(h)$ والمسافة h وقد حصلنا على النتائج المبينة في الجدول (4) في الملحق وكما مبين في الشكل (4) أدناه:



الشكل (4) رسم البياني لدالة الفايروكرام مع المسافة

نلاحظ أن الشكل هو اقرب إلى النموذج الرياضي الكروي المبين في الجدول (1) ، وبعد افتراض الاستقرار للبيانات تم إيجاد الصيغة الرياضية لدالة التغير كما في المعادلة (3) ، و نلاحظ أن الدالة يستقر ارتفاعها عندما يكون $h = 7$ أي أن المدى $a = 7$ والذي يمثل نصف ابعاد طول للمسافة h للبيانات كما مبين في الشكل (4) أعلاه ، اكبر من هذه القيمة للمدى سنكون خارج منطقة الدراسة لان دالة التغير تكون معرضة لخطأ التقدير عندما يكون أزواج النقاط موزعة على مسافات كبيرة عن النقطة المراد تقديرها ، كما ونلاحظ من الرسم أن أعلى ارتفاع لقيمة دالة الفايروكرام $\gamma(h) = 0.9$ والتي تمثل التباين σ^2 وباستخدام العلاقة $\sigma^2 = \psi_0 + \psi$ نستنتج أن $\psi_0 = 0.4$.
لذا فإن الصيغة الرياضية لدالة التغير تكون بالشكل:

$$C(h) = \begin{cases} 0.9 & h = 0 \\ 0.4 * \left[1 - \frac{3h}{2*7} + \frac{1}{2} \left(\frac{h}{7} \right)^3 \right] & 0 < h \leq 7 \\ 0 & h > 7 \end{cases} \quad (19)$$

ج- طريقة تقدير الكتلة :

يتم حساب مصفوفة المسافة بين نقاط البيانات المقاسة وغير المقاسة (الكتلة) وذلك باستعمال قانون المسافة $h_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}$ ، وبعدها يتم استعمال المعادلة (19) لإيجاد مصفوفة التغير بين النقاط $C(x_i, x_j)$ ومن ثم إيجاد متوسط التغير (المتجه) بين النقاط المقاسة والنقاط الكتلة الغير المقاسة أي $\bar{C}(x_i, B)$ وبتطبيق المعادلة (12) يتم الحصول على الأوزان λ_i وكانت النتائج كما في الجدول (5) في الملحق، وكما نلاحظ من الجدول الأوزان بأن $\sum_{i=1}^{15} \lambda_i = 1$ ، وهذا يدل على دقه

$$E[\hat{y}_B - y_B] = E\left[\sum_{i=1}^N \lambda_i y(x_i) - y_B\right] = 0$$

وبما إن $E[y_B] = 0$ فإن هذا المقدر يكون قد حقق شرط عدم التحيز ، وبالتالي ليس من الضروري تحقق شرط $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$ ، كما هو

الحال في كتلة كريكنك الاعتيادي .

أما تبين خطأ التقدير فيكون بالشكل:

$$\begin{aligned} \text{var}[\hat{y}_B - y_B] &= E\left[\sum_{i=1}^n \lambda_i y(x_i) - y_B\right]^2 \\ &= \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N \lambda_i \lambda_j C(x_i, x_j) + \bar{C}(B, B) - 2 \sum_{i=1}^N \lambda_i \bar{C}(x_i, B) \end{aligned} \quad (15)$$

وبما انه لا يوجد شرط $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$ لذا لانتحتاج لمضروب لاكلرانج

لتقليل المقدار (14) ، وبذلك فإن نظام كتلة كريكنك البسيط Simple Block Kriging System لإيجاد الأوزان يكون بالصيغة التالية:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j C(x_i, x_j) = \bar{C}(x_i, B) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (16)$$

وبشكل مختصر يكون:

$$\begin{aligned} \lambda C &= B \\ \lambda &= BC^{-1} \end{aligned} \quad (17)$$

وان تبين التقدير لكتلة كريكنك البسيط فيحتسب من المعادلة الآتية:

$$\sigma_{SBK}^2 = \bar{C}(B, B) - \sum_{i=1}^N \lambda_i \bar{C}(x_i, B) \quad (18)$$

وبعد إيجاد الأوزان لكتلة كريكنك البسيط نستطيع من \hat{y}_B أن نستنتج \hat{z}_B وذلك باستبدال $y(x)$ بـ $z(x) - m$ وبالشكل الآتي:

$$\hat{z}_B = \hat{y}_B + m = \sum_{i=1}^N \lambda_i [z(x_i) - m] + m = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i) + m \left[1 - \sum_{i=1}^N \lambda_i\right]$$

حيث أن $\left[1 - \sum_{i=1}^N \lambda_i\right]$ هو الوزن المعطى للوسط m . [6]

7- الجانب التطبيقي

أ - وصف البيانات

تم تطبيق هذا البحث على بيانات حقيقية في مجال الصحة وبشكل خاص على بيانات تمثل عدد الإصابات بالأمراض السرطانية في العراق موزعة حسب المحافظات عدا المحافظات الثلاثة للإقليم كردستان، وقد حصلنا على هذه البيانات من (المجموعة الإحصائية السنوية) الصادرة من وزارة التخطيط / الجهاز المركزي للإحصاء لسنة 2008-2009 كما مبين في الجدول (2) في الملحق ، نلاحظ من الجدول بان هناك إحداثيات لكل محافظة (موقع) والتي تمثل $u(x)$ شرق غرب و $v(x)$ تمثل شمال جنوب، وكما ذكرنا سابقاً فإن الهدف من هذا البحث هو دراسة تقنية تقدير كتلة بأسلوب كتلة كريكنك ، لذا سنعتبر المحافظات الثلاثة للإقليم كردستان في الجدول (3) كتلة غير مقاسة ، ونقوم بتقديرها حسب تقنية كتلة كريكنك الاعتيادي وذلك باعتبار إن الوسط غير معلوم، ومن الجدير بالذكر إن البيانات المكانية في هذا المجال يجب أن تكون ذات توزيع طبيعي لذا فقد

و اربيل 6.2814 و سلیمانیة 6.2728 وان متوسط هذه القيم هو 6.2832 وهذا نفس القيمة التقديرية التي تم الحصول عليها في هذا البحث أي $\hat{z}_B = 6.2832$ إلا إن أسلوب كتلة كريكنك لا يعطينا معلومة عن حصة أي موقع من هذه القيمة التقديرية بشكل مستقل.

9- التوصيات Recommendations

1- يفضل أن تكون عدد النقاط الغير المقاسة داخل الكتلة والمستخدم في تقدير الكتلة كبيرة ومتناسبة مع حجم الكتلة نفسها لكي يكون التقدير أفضل وأدق.

2 - يمكن تميز النماذج رياضية لدالة الفايروكرام من خلال المنحني الرسم حيث لكل نموذج منحني خاص به ، لذا يجب أن يكون اختيار النموذج الرياضي من الرسم بشكل دقيق لان لذلك دور كبير في عملية التقدير .

3- يجب اختيار كتلة (منطقة) محددة عند تطبيق أسلوب كتلة كريكنك في التقدير .

العمليات الحسابية إضافة إلى دقة هذه الطريقة في عملية التقدير، وباستخدام الأوزان الناتجة نستخدم المعادلة (5) لإيجاد \hat{z}_B حيث كانت $\hat{z}_B = 6.2832$ والتي تمثل متوسط الإصابة بالأمراض السرطانية في إقليم كردستان لسنة 2008-2009، وقد تم إيجاد قيم

$$\sum_{i=1}^{15} \lambda_i \bar{C}(x_i, B) = 0.0041 \quad \mu = -0.0620 \quad \bar{C}(B, B) = 0.3$$

من اجل حساب تباين تقدير الكتلة وذلك باستعمال المعادلة (13) وقد كانت النتيجة $\sigma_{OBK}^2 = 2.9339$

وتم تطبيق عدة برنامج Matlabe لإجراء العمليات الحسابية للحصول على تقدير بطريقة كتلة كريكنك الاعتيادي Block Kriging Ordinary.

8- الاستنتاجات Conclusions

- 1- يمكن استخدام أسلوب كتلة كريكنك الاعتيادي والبسيط في تقدير متوسط أي كتلة أو منطقة جزئية ضمن مجال الدراسة.
- 2- من خلال إجراء العمليات الحسابية فقد تم تقدير كل الموقع (المحافظة) بشكل مستقل وكانت نتائج التقدير كالآتي: دهوك 6.2954

الملحق

جدول (4) نتائج دالة الفايروكرام التجريبي

h	$\gamma(h)$	h	$\gamma(h)$
1	0.51	8	0.66
2	0.65	9	0.83
3	0.76	10	0.51
4	0.67	11	0.31
5	0.29	12	0.20
6	0.55	13	0.24
7	0.89	14	0.001

جدول (5) أوزان المواقع

λ	الموقع	λ	الموقع
0.0689	9	0.1013	1
0.0585	10	0.0838	2
0.0664	11	0.0525	3
0.0689	12	0.0689	4
0.0689	13	0.0525	5
0.0689	14	0.0454	6
0.0689	15	0.0576	7
		0.0688	8

جدول (2) عدد الإصابات بالأمراض السرطانية في العراق لسنة

2009-2008 حسب المحافظات مع إحداثياتها

الموقع	$z(x_i)$	$\ln(z(x) + 10)$	$u(x)$	$v(x)$
نينوى	659	6.5058	30	62
كركوك	632	6.4646	38	54
ديالى	497	6.2285	40	40
الأنبار	391	5.9940	30	38
بغداد	5006	8.5204	39	39
بابل	1045	6.9613	37	28
كربلاء	549	6.3261	35	30
واسط	299	5.7333	48	30
صلاح الدين	259	5.5947	33	47
النجف	744	6.6254	36	25
القادسية	578	6.3767	42	27
المتن	191	5.3033	43	20
ذي قار	440	6.1092	50	20
ميسان	243	5.5334	55	25
البصرة	754	6.6386	60	15

جدول (3) مواقع المطلوب تقديرها

الموقع	قيمة $z(x)$	$u(x)$	$v(x)$
دهوك	$\hat{z}_B = ?$	29	66
اربيل		37	59
سلیمانیة		49	55

10- المصادر

- 7- Nicolas Christou, University of California, Los Angeles Department of Statistics C173/C273.
- 8- Pierre Goovaerts: Geostatistical Tools for Deriving Block-Averaged Values of Environmental Attributes, Department of Civil and Environmental Engineering, The University of Michigan, Ann Arbor, MI 48109-2125 USA, Vol. 5 ,No.2, (1999).
- 9- Wenxia Tan, Jonathan Li, Yu Li: Rasterizing Airborne Laser Scanning Point Clouds By Block Kriging , Department of Geography & Environmental Management, Faculty of Environment, University of Waterloo 200 University Avenue West, Waterloo, Ontario N2L 3G1, Canada-{twenxia, junli, y62li}@fes.uwaterloo.ca The International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences. Vol. XXXVII. Part B3b. Beijing 2008
- 1- حسين ، خديجة عبد الزهرة : " الأطر النظرية لنظم المعلومات الجغرافية" مجلة آداب البصرة ، جامعة البصرة (2007)، العدد (42).
- 2- قاسم ، محمد نذير إسماعيل ؛ الحاصود ، غانم محمود ظاهر : "استكمال في الإحصاء المكاني للبيانات ذات الالتواء الموجب" المجلة العراقية للعلوم الإحصائية (2004)، العدد 6 الصفحة 78-89
- 3- قاسم، محمد نذير إسماعيل؛ جعفر موسى محمد: " الإحصاء المكاني في تقدير التلوث البيئي" المجلة العراقية للعلوم الإحصائية (2007) ، العدد (11) ، ص 54-71
- 4- Cressie, N.A.C: "Statistics for spatial data" J. Wiley. London, (1993).
- 5 - Kyriakidis P,: A geostatistical framework for area-to-point spatial interpolation. *Geographical Analysis*, 36,259-289, (2004) .
- 6-M. Armstrong, D. Renard, J. Rivoirard, P. Petitgas: Geostatistics for fish survey data , (1992) .

Block Estimation Technique in Spatial Statistics With Application

Jaufar Mousa Mohammed AL-bayati

Dep. of Statistics, College of Administration and Economics, Kirkuk University, Kirkuk , Iraq

Email:jaufarmousa@yahoo.com

Abstract

This paper deals with the predictions of estimation mean of set points (Block) at sub domain determined within domain study by one arithmetic process as if as this set of points is one point, and we used in this paper a technique called Block kriging technique, that estimator could estimate the mean of set point as (Block) in one time, moreover calculation kriging estimator variance of block for this technique is abstract of time, hard work and the cost, and we application this idea on real data in health domain specially Cancer ills in Iraq at 2008-2009 and Has been important getting accurate results and as it deems the researchers.

Key words: Block Kriging, Spatial data analysis, Ordinary kriging, Simple kriging, Regionalized variables.