المقارنة بين طريقتي كريكنج الاعتيادية (OK) ومقلوب المسافة الموزونة (IDW) لتقدير تلوث مياه الخزانات الجوفية الضحلة بمياه البحر في مدينة طرابلس، ليبيا

أحمد إبراهيم خماج[1] وعبدالرحمن أحمد الرياني*[2]

(1). قسم التربة والمياه، كلية الزراعة، جامعة طرابلس، ليبيا.

(2). المعمل المتقدم للتحاليل الكيميائية، هيئة أبحاث العلوم الطبيعية والتكنولوجيا، طرابلس، ليبيا.

(*للمراسلة: عبدالرحمن أحمد الرياني. البريد الإلكتروني: abdllrahman817@gmail.com).

تاريخ الاستلام: 2020/07/01 تاريخ القبول: 2020/08/14

الملخص

تم استخدام طريقة كريكينج من النوع الاعتيادي (OK) وطريقة مقلوب المسافة الموزونة (IDW) للتنبؤ المكاني لتلوث مياه الخزانات الجوفية الضحلة لمنطقة طرابلس بمياه البحر عام 2016. استعملت نسبة سيمبسون كمؤشر لتلوث المياه الجوفية بمياه البحر على عدد 42 عينة. طبقت طريقة كريكنج من النوع الاعتيادي على البيانات قبل وبعد إجراء التحويل اللوغاريتمي، وتم تقدير التركيبة المكانية عبر استخدام نماذج الكروية والأسية والكأسية. وقد استخدمت تقنية التحقق المتقاطع لتقييم عملية الاستنباط الناتجة عن استخدام طريقة (OK) وطريقة (IDW) بقيم أس تتراوح بين (1 و5). تم تقييم أداء نماذج الفاريوجرام (Variogram) باستخدام معامل التحديد (R^2) ومجموع مربعات البواقي (RSS)، واستخدم كل من الجذر التربيعي لمربع الخطأ (RMSE) ومتوسط الخطأ النسبي (MRE) لتقييم دقة النتائج المتحصل عليها من تقنية التحقق المتقاطع. أظهرت النتائج أن أداء نماذج الفاريوجرام قبل التحويل اللوغاريثمي كان أكثر دقة، من ذلك المتحصل عليها بعد التحويل اللوغاريثمي، وأن أفضلهم أداءً هو النموذج الكأسي قبل عملية التحويل اللوغاريثمي بقيمة 0.463، 4.30، وذلك لكل من (R^2) و(RSS)، على التوالي. كما بينت النتائج وفقاً لتقنية التحقق المتقاطع أن طريقة (OK) عبر استخدام النموذج الكأسي قبل التحويل اللوغاريثمي وطريقة (IDW) بأسّ مسافة يساوي 1 أعطت النتائج الأكثر دقة، مع الأفضلية لطريقة (OK) بقيم 0.535، 0.246، 0.249 وذلك لكل من (RMSE) و(MRE) و(R^2) على التوالي. وقد أوضحت الخريطة المتحصل عليها من تطبيق طريقة (OK) باستخدام النموذج الكأسي، أنه على الرغم من أن 76.55% من مساحة منطقة الدراسة صنفت مياهها الجوفية بأنها ذات تلوث طفيف بمياه البحر، إلا أن هناك زيادة في خطورة تلوث المياه الجوفية في الحدود الجنوبية شرقية والشمالية الغربية منها.

الكلمات المفتاحية: المياه الجوفية، تداخل مياه البحر، نسبة سيمبسون، الإحصاء المكاني، التحقق المتقاطع.

المقدمة:

تشكل المياه الجوفية بالإضافة إلى المياه المنقولة عبر منظومة النهر الصناعي، المصدر الرئيسي للمياه في مدينة طرابلس ذات الكثافة السكانية العالية. ومثلما هو الحال في أغلب مناطق سهل الجفارة المحاذية للبحر، ولخصائصها الديموغرافية والجغرافية، فإن مدينة طرابلس من أكثر المناطق معاناة من تلوث مياهها بشكل كبير، نتيجة لاستنزاف المياه من الخزان الجوفي العلوي والذي أدى إلى تداخل مياه البحر، والذي يمكن ملاحظة أثره من خلال التغير في نوعية المياه، إذ ازدادت ملوحة المياه زيادة حادة في كل آبار الخزان الجوفي السطحي حتى تجاوزت المعايير القياسية (Sadeg, 1996). ونتيجة للمخاطر الصحية والاقتصادية المحتملة التي تنشأ من استخدام تلك المياه، أصبح من الضروري دراسة وتقييم مدى انتشار تداخل مياه البحر في الخزانات الجوفية السطحية المستخدمة في مدينة طرابلس. طورت العديد من النماذج و المقاربات المستخدمة لدراسة ظاهرة تداخل مياه البحر في الخزانات الجوفية منها النماذج المعملية التي تعتمد على محاكاة الظاهرة عملياً وتوجد منها عدة أنواع معظمها تستخدم لإثبات صحة النماذج الرياضية ودراسة الحالات غير المعقدة. والنماذج الرياضية التي تعتمد على تحليل المعادلات التي تحكم حركة انتقال الماء والأملاح الذائبة بين الماء العذب والماء المالح وعادة ما تستخدم الطرق العددية في حل المعادلات التفاضلية الناتجة (Bear, 2007). إلى جانب التحاليل الرياضية. يمكن معرفة التلوث بماء البحر ومدى انتشاره عن طريق التحاليل الكيميائية للمياه الجوفية في الخزانات الساحلية، حيث أن وجود بعض الأملاح الذائبة مثل الكلوريد والصوديوم والماغنيسيوم، التي يكون مصدرها في الغالب مياه البحر تعطي مؤشرا على حدة التداخل ومداه (Sarada and Bhushanavathi, 2015). تمثل نسبة سيمبسون (Simpson ratio)، التي وصفت من قبل (Roger, 1941) لتقييم تلوث المياه الجوفية بالمياه المالحة، واستخدامها (Simpson, 1946) كمؤشر لتحديد مدى تلوث المياه الجوفية بمياه البحر، على أنها نسبة الكلوريد الذائب في المياه الجوفية (جزء في المليون) إلى مجموع تركيزات أنيوني الكربونات والبيكربونات الذائبة في المياه الجوفية (جزء في المليون) أحد المقاربات المستخدمة لتبيين تأثير تداخل مياه البحر مع المياه الجوفية. بني هذا المؤشر على افتراض أن الكلوريد الذائب هو الأنيون السائد في مياه البحر بينما البيكربونات والكربونات الذائبة هي الأنيونات السائدة في المياه الجوفية وتتواجد بتركيزات منخفضة نسبيًا في مياه البحر

(Todd, 1959. El Moujabber *et al.*, 2006; Korfali and Jurdi, 2010; Ekhmaj *et al.*, 2014)

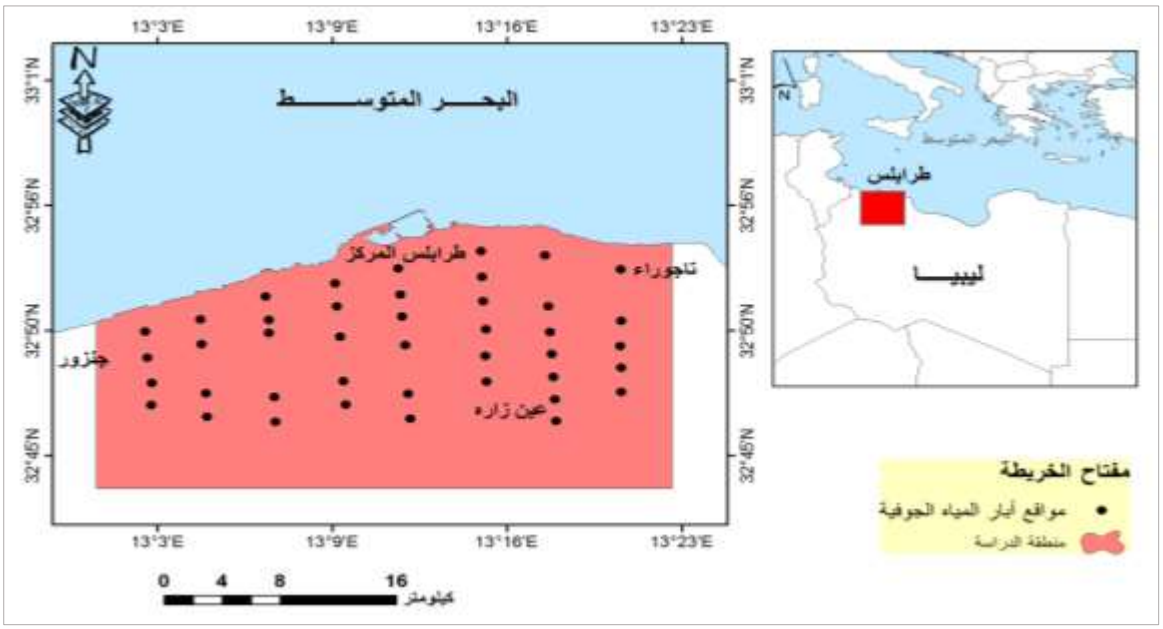
لقد تم استخدام نسبة سيمبسون في العديد من الدراسات المحلية والعالمية لتحديد مستوى حالة تلوث الخزانات الجوفية بمياه البحر (Ekhmaj, *et al.*, 2014, Sandra and Bhushanavathi, 2015). كما تمثل المعلومات حول التغيرات المكانية لانتشار تلوث المياه الجوفية بمياه البحر في الخزانات الجوفية أهمية بالغة لمستعملي المياه و لمتخذي القرار لإدارة و استثمار المياه الجوفية، لذلك يعتبر الاحصاء المكاني أحد الطرق المفيدة في تقدير التوزيع المكاني للتلوث الناشيء في المياه الجوفية عن مياه البحر (Trabelsi *et al.*, 2016). كما تؤدي الخرائط المتحصل عليها من تقنيات تقدير التوزيع المكاني دوراً هاماً في تطوير عمليات المراقبة والملاحظة وخطط تخفيف الآثار المترتبة عن المشاكل المحتملة لاستخدام المياه الملوثة بمياه البحر، خصوصاً في المناطق التي تتوفر فيها البيانات المطلوبة. إن دقة التقديرات المبنية على التوزيع المكاني تعتمد بدرجة أساسية على عاملين هامين هما الاختيار الأمثل لطريقة الاستنباط (interpolation) للحصول على البيانات المطلوبة للخاصية المدروسة عند النقاط التي لا تتوفر فيها البيانات المقاسة، وكذلك ملائمة ذلك الاختيار والذي يأخذ في الاعتبار طبيعة وخواص البيانات المستخدمة (Mousav *et al.*,

2017). من بين الطرق المستخدمة في التقديرات المكانية، تمثل طريقتا كريكينج (Kriging) بأنواعها المختلفة، ومعكوس المسافة الموزون (Inverse Weighing Distance, IDW) الأكثر شيوعاً في الدراسات المتعلقة بالتوزيع المكاني لتلوث الخزانات الجوفية بمياه البحر (Momejian *et al.*, 2019). إن إجراء تقييم لأداء هاتين الطريقتين سيساعد في فهم أفضل لمصادر اختلاف نسبة سيمسون مما يساهم في نجاح الإدارة الجيدة للخزانات الجوفية في منطقة الدراسة، مع الأخذ في عين الاعتبار عدم وجود دراسات محلية عن التغيرات المكانية لهذه النسبة، تهدف هذه الدراسة إلى دراسة الاختلافات المكانية لنسبة سيمبسون المستخدمة في تقدير تلوث المياه الجوفية بمياه البحر لمنطقة طرابلس وتقييم أداء طريقتي كريكنج الاعتيادية (OK) ومعكوس المسافة الموزونة (IDW) لتمثيل تلك النسبة.

مواد البحث وطرائقه:

منطقة الدراسة وخصائصها:

تقع منطقة طرابلس في الجزء الشمالي الغربي لسهل الجفارة، بين دائرتي عرض 32.43° و 32.55° شمالاً وبين خطي طول 13.01° و13.23° شرقاً وتقدر المساحة الكلية لمنطقة الدراسة بحوالي 627 كم²، يحدها من الشمال البحر المتوسط ومن الجنوب مدينة قصر بن غشير ومن الشرق مدينة تاجوراء ومن الغرب مدينة جنزور. تعتبر منطقة طرابلس من أكثر المناطق في ليبيا كثافة في السكان. على الرغم من تزويد بعض المناطق في منطقة طرابلس بمياه النهر الصناعي المحولة إليها من منظومة الحساونة (المرحلة الثانية من النهر مشروع النهر الصناعي)، إلا أن هناك مساحات شاسعة من المنطقة ما زالت تعتمد على الخزانات الجوفية السطحية المنتشرة في المنطقة للحصول على الإمدادات المائية اللازمة لمختلف الاستعمالات الزراعية والصناعية ولأغراض الشرب، مما حذا بالسكان إلى حفر المزيد من الآبار واستخدام المضخات ذات القدرات العالية لسحب المياه الجوفية بمعدلات تفوق كميات التغذية السنوية مسببة في إحداث خلل في الموازنة المائية للخزان الجوفي وهبوط في مناسيب المياه الجوفية (Ekhmaj *et al.,* 2014). يدل السجل الجيولوجي في منطقة الدراسة على أن الطبقات الحاملة للمياه الجوفية غير المقيدة تتبع الخزان الرباعي والمكون من تداخلات من الرمل والحصى والحجر الرملي والحجر الجيري يتراوح عمق مستوى الماء الجوفي في الخزان الجوفي غير المقيد أكثر من 10 متر تحت مستوى سطح الأرض، وبسمك مشبع يتراوح من 10 إلى 90 متر. كما تتراوح إنتاجية أغلب آبار منطقة الدراسة بين 20 و 50 م^3/ ساعة (Flogel, 1978).



الشكل 1. الموقع العام لمنطقة الدراسة وتوزيع آبار المياه الجوفية.

تجميع العينات:

بعد التحديد المبدئي لمواقع الآبار المستهدفة عبر استخدام برنامج Google earth، أجريت زيارة ميدانية لتلك الآبار حيث أخذت 42 عينة من مياه تلك الآبار أثناء فترة الضخ لتمثل الوضع الحالي لمياه الآبار ووضعها في قوارير بلاستيكية سعة 1 لتر بعد تنظيفها بالماء المقطر ووضع رقم البئر والموقع على القنينة وتسجيل الإحداثيات المتمثلة في خط الطول ودائرة العرض لكل بئر، باستخدام جهاز GPS نوع (Germin, S70). امتدت فترة تجميع كامل العينات إلى نحو ثلاثة اسابيع من شهر يونيو 2016، أرسلت العينات المجمعة خلالها الى معمل تحليل التربة والمياه بكلية الزراعة جامعة طرابلس لإجراء التحاليل الكيميائية اللازمة والتي تضمنت تقدير كل من الكلوريدات والبيكربونات والكربونات الذائبة.

تقدير نسبة سيبمسون (SR)

تم حساب نسبة سيمبسون المستخدمة لوصف مدى تأثر المياه الجوفية بالتلوث بمياه البحر، وفقا للمعادلة التالية:

$$SR = \frac{Cl^-}{(HCO_3^- + CO_3^{2-})}. \qquad \text{.....(1)}$$

تمثل SR نسبة سيمبسون (بدون وحدات)، Cl^- تركيز أيون الكلوريد الذائب في المياه الجوفية (مغ/لتر)، HCO_3^- تركيز أيون البيكربونات الذائبة في المياه الجوفية (مغ/لتر) و CO_3^{2-} تركيز أيون الكربونات الذائبة في المياه الجوفية (مغ/لتر). يوضح الجدول (1) قيم نسبة سيمبسون (SR) والمستويات المتوقعة لتلوث المياه الجوفية بمياه البحر.

الجدول 1. نسبة سيمبسون ومستويات تلوث المياه الجوفية بمياه البحر.

نسبة سيمسون	مستوى التلوث بمياه البحر
أقل من 0.5	مياه جوفيه اعتيادية ، لا يوجد تلوث
1.30 – 0.5	تلوث طفيف
2.80 – 1.30	تلوث معتدل
6.60 – 2.80	تلوث مرتفع
15.50 – 6.60	تلوث شديد
أكبر من 200.0	مياه البحر

التحليل الاحصائي المكاني:

تم تحديد الخصائص الاحصائية لنسبة سيمبسون لعدد 42 نقطة تمثل مياه آبار موزعة على كامل منطقة الدراسة. تمثلت في القيم القصوى والصغرى والمتوسط الحسابي، والانحراف القياسي ومعاملي الالتواء والتفلطح. ولدراسة خضوع البيانات للتوزيع الطبيعي، تم استخدام اختبار كلموجورف – سيمرنوف (Kolmogorve – Simrnov)، عند مستوى معنوية 5%. وفي حال ما لم تخضع البيانات للتوزيع الطبيعي فقد يتطلب إجراء التحويل اللوغاريثمي للبيانات (Webster و Oliver (2007)، ولدراسة الاختلافات المكانية لنسبة سيمبسون، تم حساب التباين النصفي (Semivariogram) بالإضافة الى دراسة التركيبة المكانية للبيانات (spatial structure). إن تحديد كل من التباين النصفي والتركيبة المكانية للبيانات الناشئة عن تقديره يعتبران من الخطوات الرئيسية لتقدير البيانات غير المقاسة عبر استخدام طريقة كريكنج بمختلف أنواعها (Matheron, 1969)، ويصف الفاريوجرام (Variogram) النموذج الرياضي والكمية المتجهة (Vector quantity) للعلاقة المكانية بين القيم المقاسة، وذلك بالنسبة إلى مربع الاختلاف بين القيم المقاسة، مع الأخذ في الاعتبار المسافة والاتجاه بينهما. بالإمكان كتابة المعادلة التي تصف التباين النصفي (Semivariogram) المستخدم في عملية التقدير عند مسافات تباعدية محددة على النحو التالي:

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

حيث تمثل γ(h)، قيمة التباين النصفي (semivariogram) عند المسافة h، و N(h): عدد الأزواج المقارنة للمسافة (h) في منطقة الدراسة. $z(x_i)$ القيمة المقاسة للمتغير موضع الدراسة عند الموضع x_i، $z(x_i+h)$: القيمة المقاسة للمتغير موضع الدراسة عند الموضع x_i+h، عند إجراء تحليل التركيبة المكانية للبيانات يؤخذ في الاعتبار قيم كل من معامل التحديد (R^2)، ومربع مجموع البواقي (RSS) الناشئة عن عملية مطابقة قيم التباين النصفي التجريبي مع النموذج النظري لدالة التباين النصفي.

اشتملت النماذج النظرية لدالة التباين النصفي المستخدمة في هذه الدراسة على النماذج الكروية (spherical) والأسية (Exponential) والكأسية (Gaussian). بالإمكان كتابة هذه النماذج على النحو التالي:

النموذج الكروي:

$$\gamma(h) = C_0 + C\left(1.5\frac{h}{a} - 0.5\left(\frac{h}{a}\right)^3\right) \quad .....(3)$$

وذلك عندما تكون a≥h، أما في حال ما كانت قيمة a< h، فإن $\gamma(h) = C_0 + C$ أما إذا كانت قيمة h مساوية للصفر فإن $\gamma(h) = 0$

النموذج الأسي:

$$\gamma(h) = C_0 + C\left(1 - exp\left(\frac{-h}{a`}\right)\right) \quad .....(4)$$

$$a` = a/3$$

$$\gamma(h) = C_0 + C$$

النموذج الكأسي:

$$\gamma(h) = C_0 + C\left(1 - exp\left(-\frac{h^2}{a`^2}\right)\right) \quad ....(5)$$

$$a` = a/3^{0.5}$$

حيث تشير C_0 إلى تأثير (nugget) والذي يمثل بدوره القيمة السفلى للتباين النصفي. نظرياً، فإن قيمة nugget تساوي صفراً عند نقطة الأصل، أي بمسافة تباعدية تساوي الصفر. أما عندما تكون المسافة التباعدية أكبر من الصفر، فعندها تكون له قيمة. من ناحية أخرى، يصف (nugget) التغايرية (variability) عند مسافات تقل عن المسافات التباعدية النمطية للعينات، كما إنها تتضمن أيضا أخطاء القياس (Bohling, 2007). تمثل C قيمة العتبة للفاريوجرام (Variogram) وتأثير (nugget) الكلي والجزء التركيبي لدالة التباين النصفي، والذي يكافئ التباين الكلي للمتغيرات المدروسة. إن مجموع كل من قيمة C_0 و C يعرف بقيمة (Sill). كما تمثل (a) نصف قطر التأثير أو المدى (range) والذي يمكن تعريفه على أنه المسافة التي يصبح عندها التباين النصفي مستقراً وثابتاً، بحيث يصل إلى أقصى قيمة تعرف بـ (Presumably Sill) ، كما أن الارتباط الذاتي يساوي صفراً عند القيم التي تزيد عن المدى. وتعتبر قيمة المدى الفعال a`، وهي المسافة (h) التي عندها تزيد قيمة (Sill) عن 95% من قيمتها الكلية، ولتحديد الرتب المختلفة لتصنيف الاعتمادية المكانية للمتغيرات المراد دراستها، تم تقدير النسبة بين (C) إلى Sill ($C+C_0$) والتي عندها تصنف الاعتمادية المكانية، بناء على هذه النسبة ،إلى ضعيفة و معتدلة وقوية وذلك وفقا للنسب التالية، أقل من 0.25، 0.25– 0.75 و أكبر من 0.75، على التوالي (Cambardella et al., 1994).

وفقا لطريقة Kriging من النوع الاعتيادي (Ordinary) والذي تم استخدامه في هذه الدراسة، يمكن تقدير القيم غير المقاسة للمتغير (Z)، وذلك بالإعتماد على المتوسط الموزون للنقاط المجاورة في مساحة ما والذي يمكن حسابه على النحو التالي:

$$\hat{Z}_{OK}(x_0) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i^{OK} Z(x_i) \quad .....(7)$$

بالإمكان كتابة الخطأ الناشئ عن عملية التقدير $\varepsilon(x_0)$ على النحو التالي:

$$\varepsilon(x_0) = \hat{Z}_{OK}(x_0) - Z(x_0) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i^{OK} Z(x_i) - Z(x_0) \quad ..... (8)$$

إن القيمة المتوقعة للخطأ التقديري يجب أن تساوي الصفر:

$$E[\varepsilon(x_0)] = 0 \quad ..... (9)$$

ولكي تصبح التقديرات غير متحيزة يجب أن تساوي مجموع الأوزان الوحدة وفقا للمعادلة (10).

$$\sum_{i=1}^{n} \lambda_i^{Ok} = 1 \quad ..... (10)$$

يمكن حساب المعامل الوزني (λ^{OK}_i) عن طريق حل مشكلة التحسين (Optimization problem)، حيث يتم تقليل تباين الأخطاء إلى الحد الأدنى، بشرط عدم وجود حالات الانحياز (bias) وذلك عبر استخدام معامل لاجرينج (Lagrange multiplier) والذي يمكن من تحويل مشكلة التحسين المقيدة إلى مشكلة التحسين غير المقيدة وذلك وفقاً للمعادلة (11).

$$\sum_{i=1}^{n} \lambda_i^{OK} \gamma(x_i, x_j) - \mu = \gamma(x_j, x_0) \quad \text{.....} \quad (11)$$

$$j=1 \dots n$$

حيث تمثل x_i،x_j، مواقع أخذ العينات j، i. أما x_0 فإنها تمثل الموقع المستهدف بعملية التقدير، μ تمثل معامل لاجرينج، وتمثل $\gamma(x_i,x_j)$، $\gamma(x_i,x_0)$ قيمة الفاريوجرام والذي يناظر المتجه عند النقطة (x_i,x_j)، وعند النقطة $\gamma(x_i,x_0)$، على التوالي. كما هو ملاحظ من خلال المعادلة (11)، فإن تقديرات كريكينج الاعتيادية تعتمد على نموذج الفاريوجرام المتحصل عليه، والذي يدل على درجة الارتباط الذاتي لمجموعة البيانات المقاسة.

طريقة مقلوب المسافة الموزونة (IDW)

على النقيض من طرق الاستنباط العشوائية (Stochastic) والتي تعتبرطريقة Kriging أحدها، والتي تنتج عنها أخطاء تقديرية بالإضافة إلى تقييم تلك الأخطاء، وتقدير التباينات وهو ما يمكن وصفها بأنها طريقة إحصائية في كونها تقيس جودة ودقة الاستنباطات، فإن طريقة مقلوب المسافة الموزونة IDW تصنف على أنها أحد طرق الاستنباط .التقديرية (deterministic) ولا تتوافر فيها تلك الميزات. بالإمكان كتابة الصيغة الرياضية التي تصف طريقة مقلوب المسافة الموزونة على النحو التالي:

$$Z(x_0) = \frac{\sum_i \lambda_i z_i}{\sum_i \lambda_i} \quad \text{.....} \quad (12)$$

$$\lambda_i = \frac{1}{d_i^{\alpha}} \quad \text{.....} \quad (13)$$

حيث تمثل $Z(x_0)$ القيمة المقدرة عند الموقع (x_0)،i تمثل النقاط المعلومة التي يبلغ عددها n، z_i قيمة القياسات عند كل نقطة معلومة، λ_i قيمة الوزن عند كل نقطة معلومة ويتم حسابها وفقا للمعادلة ( )، d_i تمثل المسافة التي يبعدها الموقع x_0 عن النقطة المعلومة i. α تمثل قيمة أسَ المسافة وتتراوح قيمتها بين 1 وحتى 5، (Kravchenko and Bullock, 1999). وفقا لطريقة IDW، فإن مجموع قيم الأوزان عند النقاط المختلفة تساوي الواحد، كما إن قيمة الوزن تصبح أكبر للمواقع القريبة من الموقع محل التقدير (Webster, R., M.and Oliver, 2001). في هذه الدراسة تم تحديد القيمة الأمثل لأسَ المسافة عبر اختبار سلسة من قيم الأسَ تتراوح قيمها بين 1 و 5، بحيث تزداد بمقدار 0.5، ومن ثم يتم اختيار القيمة الأمثل له وفقاً لمعايير تقييم أداء ودقة النماذج.

تقييم كفاءة أداء النماذج :

تم استخدام تقنية التحقق المتقاطع Cross validation لاختيار النماذج التي تعطي أفضل تقديرات لنسبة سيمبسون وذلك بالمقارنة بين قيم المقاسة وتلك المتنبأ بها عبر استخدام النماذج المختلفة سواء لتلك المستخدمة في طريقة كريكنج الاعتيادية وطريقة مقلوب المسافة الموزونة. تكمن طريقة التحقق المتقاطع في إزالة بيانات نسبة سيمسون المقاسة من نقطة ما معلومة الموقع، وتستخدم البيانات المقاسة المتبقية (عددها 41) في تقدير نسبة سيمبسون لتلك النقطة، تقارن القيمة المتحصل عليها مع تلك المقاسة عبر تقدير الخطأ، وتكرر هذه العملية لبقية المواقع. ومن ثم، يتم تقييم أداء ودقة طريقتي كريكنج ومقلوب المسافة الموزونة لكامل النقاط عبر استخدام عدد من المعايير الإحصائية. شملت هذه المعايير كل من معامل التحديد (R^2) والجذر التربيعي لمربع متوسط الخطأ (RMSE) ومتوسط الخطأ النسبي (MRE). يفسر معامل التحديد (R^2) نسبة التغير في قيم المتغير التابع نتيجة للتغير في المتغير المستقل، فكلما زادت قيمته كانت قدرة النموذج على التقدير أفضل. ويمكن كتابة صيغة معامل التحديد كما يلي:

$$R^2 = 1 - \frac{ESS}{TSS} \quad \text{.....} \quad (14)$$

حيث تمثل ESS مجموع مربعات الخطأ و TSS مجموع مربعات انحراف القيم المقاسة لنسبة سيمبسون عن المتوسط الحسابي لها.

يقيس الجذر التربيعي لمربع متوسط الخطأ (RMSE) دقة التقديرات، حيث يمثل الصفر القيم المثالية للجذر التربيعي لمربع متوسط الخطأ (RMSE)، أي عند تساوي القيم الفعلية مع القيم المتنبأ بها، وأن دقة التنبؤ للنماذج تزداد مع اقتراب قيم RMSE إلى الصفر.

تم حساب RMSE على النحو التالي:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n}(M_i - P_i)^2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (15)$$

تكمن أهمية استخدام MRE في قياس الأخطاء الناتجة من مقارنة البيانات المقاسة والمتنبأ بها في كونها توفر دلالة نسبية بناء على القيم المقاسة. يمكن حساب MRE على النحو التالي:

$$MRE = \frac{RMSE}{\Delta} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (16)$$

حيث تمثل Δ مدى قيم البيانات المقاسة، وتساوي الفرق بين أعلى وأقل قيمة لنسبة سيمبسون.

تم ادخال بيانات نسبة سيمبسون (SR) وإحداثيات الآبار وفقاً لمواقعها المختلفة في بيئة نظم المعلومات الجغرافية من أجل تأسيس قاعدة بيانات مكانية لتطبيق نسبة سيمسون (SR) في منطقة الدراسة. كما تم الاعتماد على برنامج SAS لإجراء التقديرات الإحصائية المختلفة.

كما تم استخدام برنامج ArcGIS 10.4.1 وملحقاته والمطور من قبل معهد بحوث النظم البيئية ESRI (Environmental Systems Research Institutes, 2012) لإجراء التحاليل المرتبطة بالبنية المكانية لنسبة سيمبسون، وللحصول على أفضل مطابقة مع النماذج النظرية وتحديد قيم كل من sill، nugget، range، المستخدمة في طريقة كريكنج، وأفضل أس للمسافة المستخدم في طريقة IDW، كما استخدم البرنامج للحصول على خرائط الاستنباط المختلفة.

النتائج والمناقشة:

الخصائص الإحصائية:

تمثل معرفة الخصائص الإحصائية للبيانات وفحصها، أحد الخطوات المهمة في تطبيقات استخدام تقنيات الاحصاء المكاني، مثل الفاريوجرام، الكريكنج ورسم الخرائط (Webster and Oliver, 2001). يوضح الجدول (3) الاحصاءات الوصفية لبيانات نسبة سيمسون وذلك للبيانات الأصلية وبعد التحويل اللوغاريثمي. يتضح من خلال الجدول أن مدى قيم نسبة سيمبسون للبيانات الأصلية في منطقة الدراسة بلغت 2.174.. كما أظهرت النتائج أن قيم نسبة سيمبسون 0.317 0.665 و1.138، تمثل قيم الربيع الأدنى والوسيط والربيع الأقصى 25%، 50%، 75%، على التوالي. وفقا لنسبة سيمبسون، فإن هذه النتائج توضح أن 25% من المياه الجوفية بمنطقة الدراسة لا يوجد بها تلوث بمياه البحر وأن 75% من المياه الجوفية تتميز بأنها ذات تلوث طفيف بمياه البحر. وبالتالي، فإن حدود نسبة سيمبسون في منطقة الدراسة، تفيد بأن تلوث المياه الجوفية بمياه البحر تتغير من التلوث المعتدل إلى انعدام التلوث. توضح قيم معامل الاختلاف (75.89%) والانحراف المعياري (0.624) والتباين (0.39) أن هناك تغايرية (variability) بين بيانات نسبة سيمبسون مصدرها اختلاف مواقع العينات. إن عدم تساوي كل المتوسط الحسابي (0.823) و الوسيط (0.665) للبيانات يعطي دلالة على أن توزيع البيانات غير طبيعي. إن قيم معاملي الالتواء والتفلطح تظهر أنها تلتوي يمينا، وأنها أكثر انبساطاً عند المركز (الوسيط). كما تؤكد قيم كل من معاملي الالتواء (0.841) والتفلطح (−0.400) على أن توزيع البيانات غير متماثل، أي أنها ذات توزيع غير طبيعي. ولغرض فهم أوضح لتوزيع البيانات تم رسم كل من المدرج التكراري (histogram)، و Q−Q والتي تعتبر الطريقة

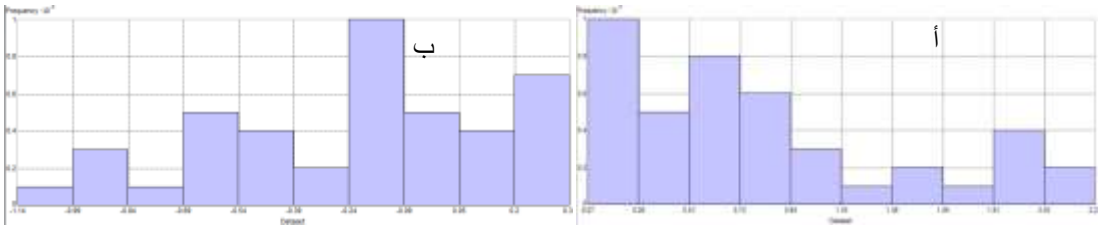
البصرية المثلى لمعرفة ماذا إذا كانت البيانات تخضع للتوزيع الطبيعي أم لا. يوضح الشكل (2) توزيع تكرار البيانات على شكل مدرج تكراري والذي يظهر أن توزيع البيانات تلتوي نحو اليمين (التواء موجب)، كما أن الشكل (3) يظهر أن نقاط البيانات تتباعد عن الخط المعياري الطبيعي مما يدل على أن البيانات ليس لها توزيع طبيعي. بالإضافة إلى ما سبق تم اجراء اختبار كولمنجروف – سيمرنوف. في هذا الاختبار، فإن فرضية العدم تفترض أن توزيع البيانات طبيعي. وبالتالي فإذا كان مستوى المعنوية (p) أكبر من 0.05، فعندها لا يمكن رفض فرضية العدم، وهو ما يعطي دلالة على أن البيانات ذات توزيع طبيعي. يوضح الجدول (2) أن قيمة (p) لاختبار البيانات الأصلية هي أقل من 0.01، مما يؤكد أن البيانات ذات توزيع غير طبيعي.

الجدول 2. الخصائص الإحصائية لنسبة سمبسون قبل وبعد التحويل اللوغاريثمي.

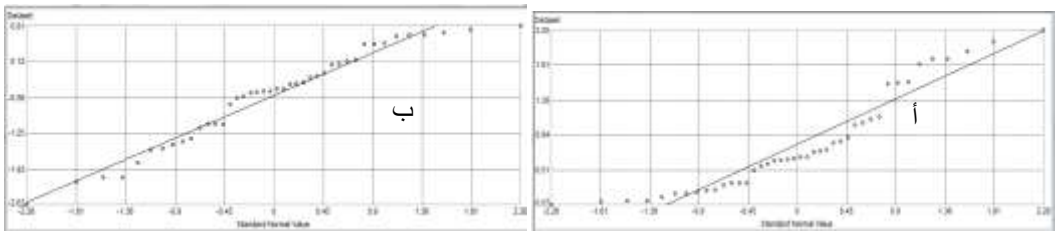
الخصائص الإحصائية	قبل التحويل اللوغاريثمي	بعد التحويل اللوغاريثمي
عدد العينات	42	42
القيمة الصغرى	0.072	2.617-
القيمة العظمى	2.247	0.809
المدى	2.174	3.427
المتوسط	0.823	0.532-
الوسيط	0.655	0.423-
الربيع الأدنى	0.317	1.20 -
الربيع الأقصى	1.138	0.136
معامل الاختلاف (%)	75.89	169.85-
الانحراف المعياري	0.624	0.903
التباين	0.39	0.816
الالتواء	0.841	0.452-
التفلطح	0.4-	0.585-
معامل كولمنجروف سيمرنوف	0.16	0.121
المعنويةP	أقل من 0.010	0.126

وكما هو واضح من الشكل (2) فإن نمط التواء توزيع البيانات نحو اليمين (التواء موجب)، وهو من خصائص نمط التوزيع اللوغاريثمي. إن البيانات الأصلية التي لها توزيع لوغاريثمي، يتم عادة تحويلها لوغاريثميا للوصول إلى التوزيع الطبيعي (Berhet, 2009). إن العمليات المرتبطة بالإحصاء المكاني تكون أكثر فعالية عند استخدامها على متغيرات تخضع لتوزيع الطبيعي، وبالتالي فإنه من المفيد إجراء فحص على البيانات المستخدمة لمعرفة نمط توزيعها. لقد أشارت العديد من الدراسات إلى أهمية إجراء عملية التحويل اللوغاريثمي للبيانات التي لا تخضع للتوزيع الطبيعي للحصول على نتائج أفضل عند استخدام طريقة Kriging (Gorai and Kumar, 2013; Wu *et al.*, 2006; Glacken and Snowden, 2001; Isaaks and Srivastava, 1989; Armstrong and Boufassa, 1988; Goovaerts, 1999)، إلا أن بعضها أشار إلى عدم لزوم أن تكون البيانات ذات توزيع طبيعي للحصول على تقديرات أمثل باستخدام طريقة كريكنكج (Negreiros *et al.*, 2010). فلقد وجد (Bodaghabadi, 2018) أن عملية التحويل اللوغاريثمي لبيانات التوصيل الكهربي (EC) للتربة التي لم تكن ذات توزيع طبيعي أدت إلى نتائج أقل دقة باستخدام طريقة كريكنكج. وقد أكد على إمكانية تطبيق طريقة كريكنكج للبيانات التي لا تتبع التوزيع الطبيعي، وأن اختيار أي من طرق الفاريوجرام يعتمد على دقة النتائج المتحصل عليها. وبالتالي، للتغلب على المشاكل التي قد تنشأ عن عدم الدقة في استخدام كريكنج نتيجة لعدم اتباع توزيع بيانات سيمبسون التوزيع الطبيعي، فلقد تم اجراء التحويل اللوغاريثمي على تلك البيانات. يوضح الجدول (2) الاحصاءات الوصفية لبيانات نسبة سيمسون بعد تحويلها لوغاريثميا. وكما هو واضح من الجدول (2) فإن قيم كل من معامل الالتواء

والتفلطح قد تغيرت من 0.841 و– 0.4 للبيانات الأصلية إلى –0.452 و–0.585، على التوالي، وذلك بعد إجراء عملية التحويل اللوغاريثمي. وبالتالي فإنه من المحتمل أن يكون لها توزيعاً طبيعياً. كما يظهر من الشكل (2) والذي يعرض البيانات في صورة مدرج تكراري بعد تحويلها لوغاريثمياً أنها أقرب الى التوزيع الطبيعي كما يوضح ذلك أيضا الشكل (3) حيث أن نقاط البيانات قد اقترب توزيعها نحو الخط الذي يمثل التوزيع الطبيعي.



الشكل 2. المدرج التكراري لبيانات نسبة سيمبسون (أ) قبل التحويل اللوغاريثمي، (ب) بعد اجراء التحويل اللوغاريثمي.

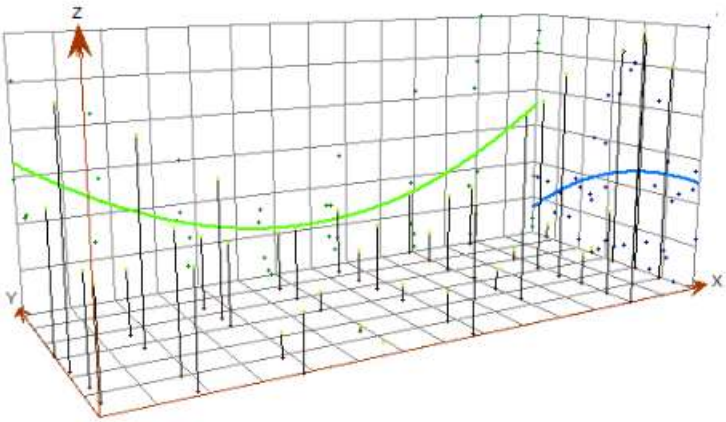


الشكل 3. توزيع q-q لبيانات نسبة سيمبسون (أ) قبل التحويل اللوغاريثمي، (ب) بعد اجراء التحويل اللوغاريثمي.

كما أن نتائج اختبار كولمنجروف – سيمرنوف أظهرت أن قيمة مستوى المعنوية (p) تساوي 0.126، وهي أكبر من 0.05، مما يدل على نحو مخالف لتوزيع البيانات الأصلية، أن البيانات المحولة لوغاريثميا تتبع التوزيع الطبيعي. إن الشكل (3) يظهر أن نقاط البيانات تقاربت نحو الخط المعياري الطبيعي وذلك بعد إجراء التحويل اللوغاريثمي مما يدل على أن البيانات قد تحسن توزيعها وأنها أصبحت ذات توزيع طبيعي.

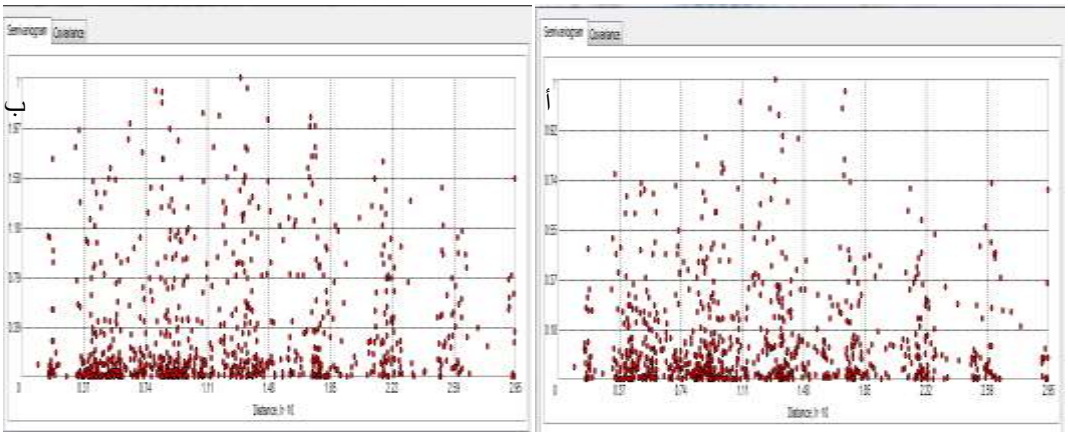
الخصائص المكانية لنسبة سيمبسون:

يظهر الشكل (4) أن هناك اتجاها تصاعدياً لنسبة سيمبسون من الشمال إلى اتجاه الجنوب. كما يلاحظ ارتفاعاً طفيفاً في هذه النسبة عند الحدود الغربية لمنطقة الدراسة، ومن بعد تنخفض عند الوسط وترتفع ثانية باتجاه الشرق. إن اختلاف قيم نسبة سيمبسون مع وجود تغيرات مكانية باتجاهات محددة، وعلى نحو غير خطي، سواء من الشمال إلى الجنوب أو من الغرب إلى الشرق، يمكن من استخدام طرائق الاستكمال المستخدمة في طريقة كريكنكج لغرض انتاج خرائط ذات سطوح مستمرة لنسبة سيمبسون في منطقة الدراسة.



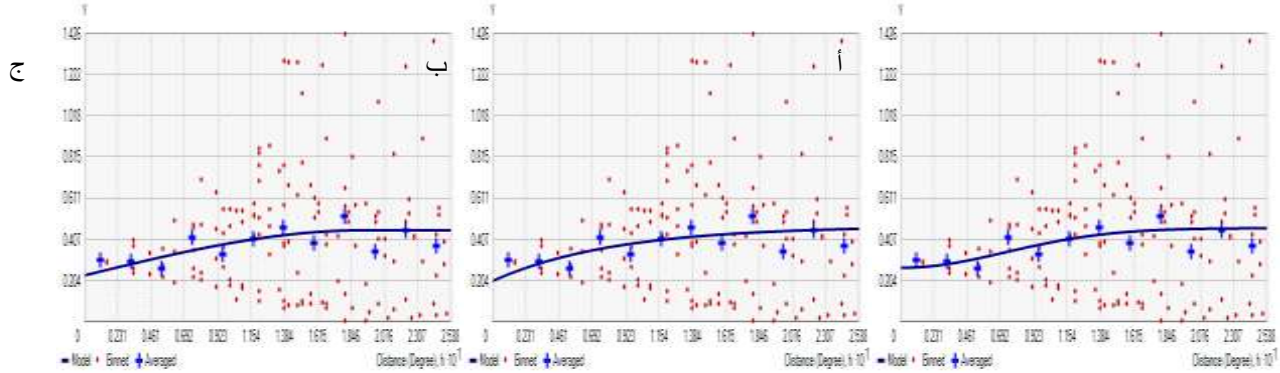
الشكل 4. اتجاه توزيع نسبة سيمبسون في منطقة الدراسة.

يظهر الشكل (5) قيم التباين النصفي (Semivariance) التجريبية لبيانات نسبة سيمبسون كدالة للمسافة الفاصلة بين مواقعها. إن هذا الشكل مفيد في فحص خصائص الارتباط الذاتي المكاني لفئة البيانات التي تشترك في نفس المسافة وكذلك للبحث عن القيم المتطرفة (outliers)، حيث تمثل كل نقطة زوجاً من المواقع، وبالتالي، فإن عدد تلك الأزواج سوف تتزايد باطراد مع الزيادة في عدد البيانات. وفقا لفرضيات تطبيق كريكنكج، فإن النقاط القريبة من بعضها تتشابه، كما ترتفع قيمة التباين النصفي مع الازدياد في المسافة بين المواقع (العزاوي، 2019). يوضح الشكل (5) حالة التباين النصفي قبل التحويل اللوغاريثمي، وبعد التحويل اللوغاريثمي، والذي يظهر أن كثافة انتشار البيانات تتشابه إلى حد بعيد في الحالتين بحيث يتعاظم عند القيم المنخفضة من التباين النصفي وأن هذا الانتشار يزداد عند الثمن الثاني و الثالث والرابع، ومن ثم يتناقص ذلك الانتشار عند نهاية المسافات الفاصلة.

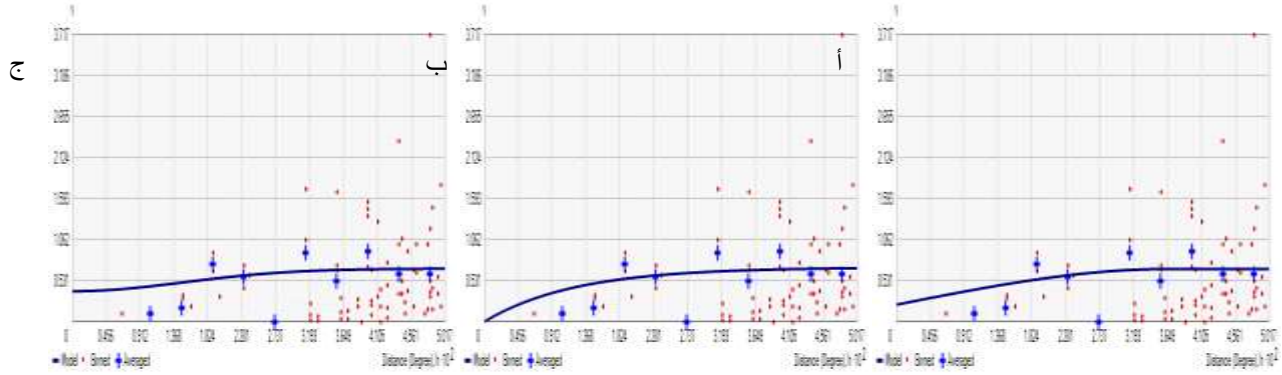


الشكل 5. حالة الفاريوجرام قبل (أ) وبعد التحويل اللوغاريثمي (ب).

للحصول على تمثيل أكثر مرونة ووضوحاً للعلاقات التجريبية للتباين النصفي فلقد تم اختزال الأعداد الكبيرة من الأزواج إلى مجموعة مكونة من متوسطات (Averages) تلك الأزواج. يتضح من خلال ملاحظة نمط توزيع متوسطات تلك الأزواج، أن العلاقة بين المسافات الفاصلة والتباين النصفي هي علاقة غير خطية. لقد تم إجراء مطابقة لبيانات تقدير التباين النصفي عبر النماذج الكروية (Spherical)، والأسية (Exponential) والكأسية (Gaussian) قبل وبعد التحويل اللوغاريثمي، وذلك على النحو الموضح في الشكلين (6)، و(7)، على التوالي.



الشكل 6. التباين النصفي قبل التحويل اللوغاريثمي للنموذج أ.الكروي، ب. الأسي، ج. الكأسي.



الشكل 7. التباين النصفي بعد التحويل اللوغاريثمي للنموذج أ.الكروي، ب. الأسي، ج. الكأسي.

يوضح الجدول (3) قيم البارامترات المختلفة المتحصل عليها من أفضل مطابقة للبيانات الفعلية مع تلك النماذج النظرية وذلك قبل وبعد عملية التحويل اللوغاريثمي. أظهرت النتائج أنه وفقا لقيم معامل التحديد (R^2) ومجموع مربعات البواقي (RSS) فإن للنموذج الأسي كفاءة مرتفعة في وصف الفاريوجرام مقارنة بالنماذج الأخرى، سواء قبل عملية التحويل اللوغاريثمي أم بعدها. فلقد كانت قيم معامل التحديد (R^2) قبل التحويل اللوغاريثمي 0.445، 0.420، 0.463، وهي أعلى مما تحقق بعد عملية التحويل اللوغاريثمي والتي كانت 0.310، 0.333، 0.238، وذلك للنموذج الكروي، الأسي والكأسي، على التوالي. أما فيما يتعلق بقيم مجموع مربعات البواقي (RSS) فلقد كانت قبل عملية التحويل اللوغاريثمي،4.74، 5.02، 4.30، وذلك للنموذج الكروي، الأسي والكأسي، على التوالي. أما بعد عملية التحويل، فكانت تلك القيم 7.220، 7.425، 41.940، وذلك للنموذج الأسي، الكروي والكأسي، على التوالي. إن ارتفاع قيم مجموع مربعات البواقي (RSS) مع ارتفاع قيم معامل التحديد (R^2) لجميع النماذج بعد التحويل اللوغاريثمي تعطي دلالة على انخفاض دقة مطابقتها. أظهرت النتائج أن قيمة nugget الأقل لنسبة سيمسبون (0.202) كانت للنموذج الأسي قبل عملية التحويل اللوغاريثمي، فيما كانت تلك القيمة مساوية للصفر عند نفس النموذج بعد التحويل اللوغاريثمي. وعلى نحو مخالف، فإن قيمة nugget الأعلى كانت عند إجراء المطابقة باستخدام النموذج الكأسي، 0.266، 0.392، وذلك قبل وبعد عملية التحويل اللوغاريثمي، على التوالي. إن قيم nugget المرتفعة تفيد بوجود أخطاء القياس أو إلى وجود مصدر للتباين المكاني عند المسافات التي تقل عن مسافات أخذ العينات أو كليهما معاً (Webster and Oliver, 2007).

تبين النسبة المكانية بين partial sill إلى sill قوة تأثير المسافة في النماذج المستخدمة، كما إنها تفسر التغايرية الكلية (total variability) في منطقة الدراسة (Deutsch and Journal, 1998). تدل النتائج المتحصل عليها في الجدول (3)، أن هناك اختلافات في النسبة المكانية للنماذج المختلفة سواء قبل أو بعد التحويل اللوغاريثمي. فلقد كانت أقصى قيم لهذه النسبة قبل إجراء التحويل اللوغاريثمي وبعده 0.572، 1.0، على التوالي، وذلك عند استخدام النموذج الأسي. إن قيمة النسبة 0.572، 1.0 تصنف على أنها ذات اعتماد مكاني معتدل وقوي، على التوالي.

الجدول 3. خصائص التركيبة المكانية لنماذج التباين النصفي التجريبية قبل وبعد التحويل اللوغاريثمي.

البارامتر	قبل التحويل اللوغاريثمي			بعد التحويل اللوغاريثمي		
	الكروي	الأسي	الكأسي	الكروي	الأسي	الكأسي
Nugget	0.266	0.202	0.266	0.219	0.000	0.392
Partial sill	0.186	0.270	0.196	0.462	0.702	0.291
Sill	0.452	0.472	0.462	0.680	0.702	0.684
Ratio	0.412	0.572	0.424	0.678	1.000	0.426

0.037	0.037	0.037	0.178	0.254	0.218	**Range**
0.063	0.109	0.037	0.307	0.761	0.218	**Effective range**
0.238	0.337	0.310	0.463	0.420	0.445	**R^2**
41.940	7.425	7.220	4.30	5.02	4.74	**RSS**

وإذا ما تم استثناء قيمة النسبة المتحصل عليها بعد اجراء التحويل اللوغارتمي باستخدام النموذج الأسي (1.0)، والتي تصنف على أنها ذات اعتماد مكاني قوي، فإنه بالإمكان وصف الاعتمادية المكانية لبقية الحالات بأنها معتدلة وذلك على النحو الذي أشار إليه (Cambardella *et al.*, 1994; Wang *et al.*, 2009, Hu *et al.*, 2014 o Liu *et al.,* (2006) كما تراوحت قيم المدى (range) بين (0.178 و0.254) درجة عند النماذج قبل عملية التحويل اللوغاريثمي، و(0.0370) درجة للنماذج بعد عملية التحويل. إن أقصى قيمة للمسافة بين العينات والتي يجب أن لا تزيد قيمة المدى النظرية المتحصل عليها (Adhikary and Dash, 2014) كانت 0.051 درجة. من خلال المقارنة بين أقصى قيمة المدى الفعلية (0.051 درجة) وتلك المتحصل عليها من تطبيق النماذج المختلفة في الحالتين قبل وبعد عملية التحويل اللوغاريثمي، يتبين أن أقصى مسافة الفعلية بين العينات كانت أقل من قيمة أدنى مدى متحصل عليه من النماذج قبل عملية التحويل اللوغاريثمي (0.254) درجة، بينما تزيد عن أقصى قيمة للمدى المتحصل عليه (0.037) درجة من النماذج بعد عملية التحويل. إن هذه النتيجة قد تفسر ضعف أداء النماذج المختلفة بعد عملية التحويل اللوغاريثمي للوصف الرياضي للاختلافات المكانية لقيم نسبة سيمبسون مقارنة بتلك التي كانت قبل عملية التحويل.

التحقق المتقاطع لطريقة كريكنج:

لقد تم تبني تقنية التحقق المتقاطع (Cross validation) لتقدير عملية الاستنباط والتي استخدمت فيها نماذج الفاريوجرام التجريبية المختلفة ،وذلك قبل وبعد عملية التحويل اللوغاريثمي. يوضح الجدول (4) معايير الأداء الإحصائية لقيم نسبة سيمسون المتحصل عليها باستخدام التحقق المتقاطع. يتضح من خلال الجدول (4) أن كفاءة الأداء كانت مرتفعة ومتقاربة للنماذج المستخدمة قبل إجراء عملية التحويل اللوغاريثمي مقارنة بتلك المتحصل عليها بعد إجراء التحويل اللوغاريثمي. يتضح من خلال الجدول (4) ارتفاع دقة تقديرات النموذج الكأسي بقيم RMSE و MRE تساوي 0.535، 0.246، على التوالي، وذلك قبل عملية التحويل اللوغاريثمي. إن ارتفاع قيمة معامل التحديد (R^2) 0.249 الناشئة عن استخدام النموذج الكأسي، وذلك قبل عملية التحويل اللوغاريثمي، تؤكد القدرة النسبية للنموذج الكأسي على وصف نسبة سيمبسون في منطقة الدراسة مقارنة ببقية النماذج في الحالتين

الجدول 4. معايير الأداء لنماذج (OK) قبل وبعد عملية التحويل اللوغاريثمي.

معايير الأداء	قبل التحويل اللوغاريثمي			بعد التحويل اللوغاريثمي		
	الكروي	الأسي	الكأسي	الكروي	الأسي	الكأسي
الجذر التربيعي لمتوسط المربع الخطأ	0.544	0.546	0.535	0.567	0.578	0.577
(MRE)الخطأ النسبي	0.250	0.251	0.246	0.261	0.266	0.265
R^2معامل التحديد	0.226	0.217	0.249	0.206	0.182	0.184

تم ملاحظة انخفاض دقة التقديرات المتحصل عليها بعد عملية التحويل اللوغاريثمي للبيانات التي لا تخضع للتوزيع الطبيعي، الأمر الذي تم ملاحظته أيضا في دراسات كل من (Negreiros *et al.,* 2010) و (Bodaghabadi, 2018). وبالتالي، فإنه بالإمكان استخدام البيانات التي لا تخضع للتوزيع الطبيعي بدون إجراء عمليات التحويل للحصول على تقديرات أفضل. كما أشار (Webster

and Oliver, 2001) إلى أن التوزيع الطبيعي للبيانات ،في حد ذاته، ليس شرطاً أساسياً في التقديرات التي تستخدم فيها طريقة كريكنكج. وعلى الرغم من أهمية التحويل اللوغاريثمي للحصول على توزيع طبيعي للبيانات والذي يحسن من فرضية الاستقرار (stationary) للبيانات المستخدمة في طريقة كريكنكج، إلا إن ذلك لا يعني أن البيانات ذات التوزيع غير الطبيعي تخل بحالة استقرارها (Wu *et al.*, 2006). كما يجدر الإشارة هنا، إلى أن عملية التحويل العكسي back– transformation بعد إجراء التحويل اللوغاريثمي هي عملية ليست مباشرة (not straightforward) ما قد ينشأ عنها أخطاء في النتائج المتحصل عليها (Berthet, 2009).

التحقق المتقاطع لطريقة طريقة مقلوب المسافة الموزونة :

تم تقدير نسبة سيمسبون باستخدام طريقة مقلوب المسافة الموزونة (IDW) عند قيم مختلفة من أس المسافة (α). وقد تم الاستعانة بتقنية التحقق المتقاطع (Cross Validation) التي تمكن من إجراء المفاضلة (إحصائياً) بين نماذج مقلوب المسافة الموزونة (IDW) وفقا قيم أس المسافة (α). يوضح الجدول (5) معايير الأداء الإحصائية للقيم المتنبأ بها باستخدام طريقة مقلوب المسافة الموزونة وذلك عند قيم مختلفة لأس المسافة (α). تظهر النتائج ارتفاع دقة تقديرات طريقة مقلوب المسافة الموزونة عند قيمة أس مسافة 1.0، حيث كانت قيم الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ (RMSE)، متوسط الخطأ النسبي (RME)، ومعامل التحديد (R^2) 0.535، 0.246 و 0.249، على التوالي. كما يلاحظ انخفاض كفاءة أداء تلك التقديرات مع ارتفاع قيمة أس المسافة عن 1.0، حيث كانت قيم الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ (RMSE)، متوسط الخطأ النسبي (RME)، و معامل التحديد (R^2) عند قيمة أس مسافة 3،على نحو المثال، 0.599، 0.276 و 0.148، على التوالي. إن التباين في هذه النتائج تظهر حساسية طريقة مقلوب المسافة الموزونة للتغير في قيم أس المسافة، وإن دقة أداءها ترتفع مع الإقتراب من 1.0. تتشابه هذه النتائج مع ما أشار إليه (Khosravi *et al.*, 2017)، من أن دقة تقدير التوزيع المكاني لمستويات المياه الجوفية باستخدام طريقة مقلوب المسافة الموزونة قد انخفضت مع ارتفاع قيمة أس المسافة من 1 إلى 5.

الجدول 5. معايير الأداء لنماذج مقلوب المسافة الموزونة.

معايير الأداء	أس المسافة								
	1	1.5	2	2.5	3	3.5	4	4.5	5
الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ (RMSE)	0.546	0.553	0.565	0.584	0.599	0.618	0.631	0.643	0.650
الخطأ النسبي (MRE)	0.251	0.254	0.260	0.269	0.276	0.284	0.290	0.296	0.299
معامل التحديد R^2	0.217	0.202	0.183	0.164	0.148	0.137	0.129	0.125	0.122

المقارنة بين طريقتي كريكنج الإعتيادية و مقلوب المسافة الموزونة

من خلال النتائج المتحصل عليها من عملية التحقق المتقاطع، ومن خلال معايير الأداء الإحصائية للمفاضلة بين النماذج المستخدمة في طريقة كريكنكج من النوع الاعتيادي، تبين أن دقة تقديرات طريقة كريكنكج الاعتيادية قبل عملية التحويل اللوغاريثمي تفوق تلك المتحصل عليها من طريقة مقلوب المسافة الموزونة. كما أظهرت النتائج أن دقة تقديرات طريقة كريكنكج الاعتيادية بعد عملية التحويل اللوغاريثمي كانت الأقل بالمقارنة مع طريقة مقلوب المسافة الموزونة بأس مسافة (1، 1.5،....،5) وعلى كل، فلقد تبين أن أفضل النماذج تقديراً هو النموذج الكأسي وذلك قبل عملية التحويل اللوغاريثمي. كما إن نموذج مقلوب المسافة الموزونة بقيمة أس تساوي 1.0 أعطى نتائج أكثر دقة مقارنة بنماذج مقلوب المسافة الموزونة التي تختلف فيها قيمة أس المسافة. يوضح الجدول (6) معايير الأداء الإحصائي لكل من طريقة كريكنكج والمتمثلة في النموذج الكأسي قبل عملية التحويل اللوغاريثمي وكذلك لطريقة مقلوب المسافة الموزونة والممثلة في النموذج بأس يساوي 1.0، حيث أنهما تفوقا على غيرهما، من نفس النوع، من ناحية التقدير.

الجدول 6. معايير الأداء لطريقة (OK) باستخدام النموذج الكأسي قبل التحويل اللوغاريثمي ولنموذج مقلوب المسافة الموزونة بالأس 1.0

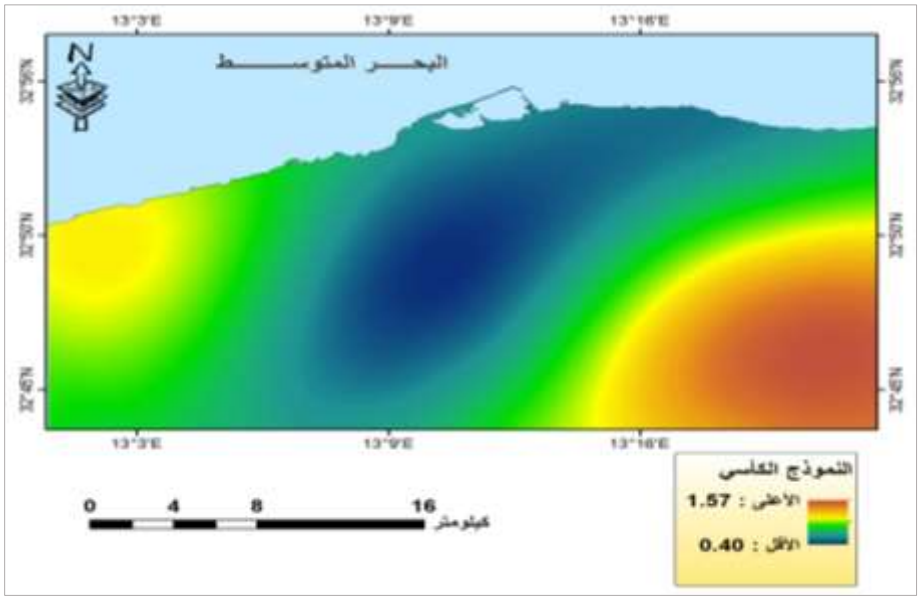
معايير الأداء الإحصائي	النموذج الكأسي قبل عملية التحويل اللوغاريثمي	طريقة مقلوب المسافةالموزونة بأس يساوي 1.0
الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ	0.535	0.546
الخطأ النسبي(MRE)	0.246	0.251
معامل التحديد R^2	0.249	0.217

من خلال الجدول (6) فإن النتائج تظهر، اعتماداً على القيم المنخفضة للجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ (RMSE) وللخطأ النسبي (MRE) والقيم المرتفعة لمعامل التحديد R^2، تفوقاً لطريقة :كريكنكج باستخدام النموذج الكأسي قبل عملية التحويل اللوغاريثمي على طريقة مقلوب المسافة الموزونة بأس يساوي 1.0. إن هذه النتائج تتفق مع العديد من الدراسات التي أشارت إلى تفوق طريقة كريكنكج على طريقة IDW في عمليات التقدير (Nazari *et al.*, 2006; Ahmed, 2002; Baraca and Passarella, 2007).

تخريط نسبة سيمبسون المتنبأ بها:

لقد تم انتاج خريطة لتوزيع نسبة سيمبسون المتنبأ به باستخدام طريقة كريكنج الاعتيادية بالاعتماد على النموذج الكأسي قبل عملية التحويل الوغاريثمي حيث أعطت هذه الطريقة أفضل النتائج بناء على نتائج معايير الأداء الإحصائي، الشكل (8). لقد أظهرت النتائج أن تلوث الخزانات الجوفية بمياه البحر وفقا لنسبة سيمبسون الموضحة في الجدول (1)، انحصر بين مياه جوفية لا يوجد بها تلوث، وتلوث طفيف، وتلوث معتدل، وبتوزيع نسبي ،10.70، 76.55، 12.75، على التوالي، يلاحظ من خلال الشكل (8) أن هناك نمطين سائدين في وصف التوزيع المكاني لنسبة سيمبسون في منطقة الدراسة، حيث تنخفض نسبة سيمبسون في الشمال ويستمر انخفاض هذه النسبة في اتجاه الجنوب الغربي. من ناحية أخرى، تظهر نسبة سيمبسون ارتفاعاً في اتجاه جنوب شرق وشمال غرب منطقة الدراسة. إن قيم نسبة سيمبسون المنخفضة تتوزع في شمال منطقة الدراسة، الأكثر كثافة سكانية، غير إن تزويدها بمياه منظومة النهر الصناعي حال دون الاعتماد الكلي على المياه الجوفية للاستخدامات المختلفة. كما أن المناطق التي لم يتم تزويدها بمياه منظومة النهر الصناعي جنوبي منطقة الدراسة هي الأقل كثافة سكانية، مما يجعل استنزاف المياه الجوفية أقل حدة، وبالتالي انخفاض نسبة سيمبسون. وعلى العكس تماماً، فإن المناطق التي تتصاعد فيها نسبة سيمبسون هي مناطق ذات كثافة سكانية مرتفعة (شمال غرب منطقة الدراسة)، أو مناطق زراعية، لم تتزود بمياه منظومة النهر الصناعي (جنوب شرق منطقة الدراسة)، مما ساهم في ازدياد

الطلب على المياه الجوفية لكونها المصدر الرئيس للمياه. لقد دلت الكثير من الدراسات على أن مشكلة تلوث المياه الجوفية بمياه البحر في منطقة الدراسة، مرتبطة إلى حد كبير باستنزاف المياه من الخزان الجوفي العلوي (Sadeg, 1996; Ekhmaj *et al.*, 2018).



الشكل 8. التوزيع المكاني لنسبة سيمبسون باستخدام طريقة (OK) – النموذج الكأسي.

الاستنتاجات والتوصيات:

أظهرت النتائج أن نماذج الفايروجرام قبل إجراء التحويل اللوغاريثمي كانت أكثر دقة في وصف التركيبة المكانية لنسبة سيمسون، وأن أفضلها أداء هو النموذج الكأسي بقيمة 0.463، 4.30، وذلك لمعامل التحديد (R^2) ومجموع مربعات البواقي (RSS)، على التوالي. كما أظهرت نتائج التحقق المتقاطع (Cross validation) ارتفاع دقة التقديرات المتحصل عليها لنسبة سيمبسون باستخدام طريقة OK البيانات قبل التحويل اللوغاريثمي. كما تبين أن استخدام النموذج الكأسي في طريقة كريكنج نوع الاعتيادي قبل التحويل اللوغاريثمي هو الأفضل مقارنة ببقية النماذج قبل وبعد التحويل اللوغاريثمي. بينت نتائج التحقق المتقاطع لطريقة (IDW) أن دقة تقديراتها كانت مرتفعة عند أس مسافة يساوي 1، وأن دقة تلك التقديرات تنخفض مع ارتفاع قيمة أس المسافة عن 1. كما تفوقت طريقة كريكنج من النوع الاعتيادي باستخدام النموذج الكأسي قبل التحويل اللوغاريثمي لتوليد السطوح للتنبؤ بالتوزيع المكاني لنسبة سيمبسون في منطقة طرابلس مقارنة بطريقة (IDW) بأس مسافة يساوي 1. توصي الدراسة بالتوسع في استخدام طرق الاستنباط المكاني المختلفة، وعلى نحو دوري، لمراقبة التغيرات المكانية والزمانية الممكن حدوثها مستقبلاً.

المراجع:

العزاوي، علي عباس (2019). مقارنة تقنيات الاستيفاء المكاني لخرائط مناسيب المياه الجوفية في قضاء تلعفر باستخدام نظم المعلومات الجغرافية. مجلة جامعة كركوك للدراسات الإنسانية. 14 (1): 226–244.

Adhikary, P.P.; and C.J. Dash (2014). Comparison of deterministic and stochastic methods to predict spatial variation of groundwater depth. Appl Water Sci., doi: 10.1007/s13201-014-0249-8.

Ahmed, S. (2002). Groundwater monitoring network design application of geostatistics with a few case studies from a granitic aquifer in a semiarid region. Groundwater Hydrology. 2: 37-57.

Armstrong, M.; and A. Boufassa (1988). Comparing the robustness of ordinary kriging and lognormal kriging: Outlier resistance. Mathematical Geology. 20: 447– 457.

Barca, E.; and G. Passarella (2007). Spatial evaluation of the risk of groundwater quality degradation. A comparison between disjunctive kriging and geostatistical simulation. Environmental Monitoring and Assessment. 137: 261-273.

Berhet, L. (2009). Polluted site assessment using inverse distance weighting and ordinary Kriging – advantages and limitations. Master thesis, Lulea University of Technology. Division of Applied Geology. Sweden.

Bodaghabadi, M.B. (2018). Is it necessarily a normally distributed data for kriging? A case study: soil salinity map of Ghahab area, central Iran. Desert Journal. 23(2): 285-294.

Bohling, G. (2007). Introduction to geostatistics. Hydrogeophysics: Theory, Methods and Modeling. Bio State University, Boise, Idaho, USA. 50p.

Cambardella, C.A.; T.B. Moorman; J.M. Novak; T.B. Parkin; D.L. Karlen; and R.F. Turco (1994). Field scale variability of soil properties in Central Iowa soils. Soil Sci. Soc. Am. J., 58:1501–1511.

Ekhmaj, I.A.; Y. Ezlit; and and M. Elaalem (2014). The situation of seawater intrusion in Tripoli, Libya. 1- 6. International Conference on Biological, Chemical and Environmental Sciences (BCES-2014) June 14-15, 2014 Penang (Malaysia).

ESRI (Environmental Systems Research Institutes).(2012). ArcGIS Release 10.1. Redlands, CA.

Flogel, H. (1978). Piezometric Data. Gefara plain (1958-1977). SDWR. Unpublished Report. Tripoli, 197 hydrographs and 2 maps.

Glacken I.M.; and D.V. Snowden (2001). Mineral resource estimation, in mineral resource and ore reserve estimation–The Aus IMM Guide to Good Practice (Ed: A C Edwards). The Australasian Institute of Mining and Metallurgy: Melbourne.

Gorai, A.; and S. Kumar (2013). Spatial distribution analysis of groundwater quality index using GIS: A Case Study of Ranchi Municipal Corporation (RMC) Area. Geo information Geo statistic. 1: 1-11.

Hu, W.; M.A. Shao; L. Wan; and B.C. Si (2014). Spatial variability of soil electrical conductivity in a small watershed on the Loess Plateau of China. Geoderma (230-231): 212-220.

Isaaks, E.H. and R.M. Srivastava (1989). An introduction to applied geo statistics. Oxford University, New York.

Khosravi. K.; M.N. Roshan; and A. Safari (2017). Assessment of geo statistical methods for determining distribution patterns of groundwater resources in Sari-Neka coastal plain, Northern Iran. Environmental Resources Research. 5(2):123-134.

Kravchenko, A.; and D.G. Bullock (1999). A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. Agron. J., 91:393–400.

Liu, D.; Z. Wang; B. Zhang; K. Song; X. Li; and J. Li (2006). Spatial distribution of soil organic carbon and analysis of related factors in croplands of the black soil region, northeast China. Agric. Ecosyst. Environ. 113:73–81.

Matheron, G. (1969). Le krigeage universel. Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique, no 1Ecole des Mines de Paris, Fontainebleau.

Momejian, N.; M. Abou Naim, I. Alameddine, and M. El-Fadel (2019). Groundwater vulnerability modeling to assess seawater intrusion: a methodological comparison with geospatial interpolation. Water Resources Management: An International Journal, published for European Water Resources Association (EWRA). 33(3): 1039-1052.

Nazari., Z.F.; F.Z. Arshadiyan; and V.K. Behnaz (2006). Study of spatial variability of groundwater quality of Balarood Plain in Khuzestan province. Proceedings of the 1st Congress of Optimized Exploitation for water Source of Karoon and Zayanderood Plian. University of Shahre Kord, pp. 1236-1240.

Negreiros, J.; M. Painho; F. Aguilar; and M. Aguilar (2010). Geographical Information Systems Principles of Ordinary Kriging Interpolator. Journal of Applied Sciences. 10: 852-867.

Roger, R. (1941). Am. Geophy Union Trans. 22. 503.

Sadeg, S. (1996). Numerical Simulation of Saltwater Intrusion in Tripoli, Libya. Ph.D. thesis, The Middle East Technical University Ankara, Turkey, 191pp.

Sarada. P.; and P. Bhushanavathi (2015). Cl- /(CO3 2- + HCO3 -) ratio to evaluate salt water intrusion: A Case Study of Gnanapuram Area of Visakhapatnam, AP, India. International Journal of Science and Research. 4:11: 1311-1313.

Simpson, T.R. (1946). Salinas basin investigation bull calif. div. water resource. Sacramento. 52. 230.

Todd, D.K. (1959. Groundwater Hydrology. John Wiley and Sons, New York.

Trabelsi. N.; I. Triki; I. Hentati; and M. Zairi (2016). Aquifer vulnerability and seawater intrusion risk using GALDIT, GQISWI and GIS: Case of a Coastal Aquifer in Tunisia. Environ. Earth. Sci., (75): 669-688.

Wang, Z.M.; K.S. Song; B. Zhang; D.W. Liu; X.Y. Li; C.Y. Ren; S.M. Zhang; L. Luo; and C.H. Zhang (2009). Spatial variability and affecting factors of soil nutrients in croplands of Northeast China: a case study in Dehui County. Plant Soil Environment. 55: 110– 120.

Webster, R.; and M. Oliver (2001). Geo statistics for environmental scientists statistics in practice. Wiley Chichester. 271 p.

Wu, J.; W.A. Norvell; and R.M. Welch (2006). Kriging on highly skewed data for DTPA-extractable soil Zn with auxiliary information for pH and organic carbon. Geoderma. 134: 187–199.

Comparison of Ordinary Kriging and Inverse Weighting Distance Methods in Estimating Shallow Groundwater Contamination by Seawater in Tripoli, Libya

Ahmed Ibrahim Khamaj[(1)] and Abdul Rahman Ahmed Alriyani*[(2)]

(1). Soil and Water Department, University of Tripoli, Libya.
(2). Advanced Laboratory of Chemical Analysis, Authority of Natural Science Research and Technology, Tripoli, Libya.
(*Corresponding Author e-mail: abdllrahman817@gmail.com).

Received: 01/07/2020 Accepted: 14/08/2020

Abstract

The Ordinary Kriging (OK) and the weighted inverse distance (IDW) methods were used to predict the spatial distribution of seawater contamination extent the shallow aquifer within Tripoli region, Libya. 42 water samples were analyzed to determine the Simpson ratio which was selected as an indicator of groundwater contamination by seawater. Ordinary Kriging method was aimed to be applied on the original and the logarithmic transformed data. The spatial structure was estimated using the spherical, exponential, and Gaussian models. The cross-validation technique was used to assess the interpolation process resulting from the use of the OK and IDW methods with an exponent value ranging from (1 to 5). The performance of the variogram models was evaluated using the determination coefficient (R^2) and the sum squares of the residuals (RSS). The square root of mean square error (RMSE) and the relative mean error (MRE) were used to assess the accuracy of the results obtained from the cross-validation technique. The results showed that the performance of the variogram models before the logarithmic transformation was more accurate, than those obtained after the logarithmic transformation. The best performer is the Gaussian model before the logarithmic transformation with 0.463 and 4.30, for (R^2) and (RSS), respectively. The cross-validation technique also showed that the method of (OK) by using the Gaussian model before the logarithmic transformation and the method of IDW with exponent of 1 gave the most accurate results, with the preference for the (OK) of calculating with values of 0.535, 0.246, 0.249 for RMSE, MRE, R^2, respectively. The map obtained from applying the (OK) method using the Gaussian model showed that, although 76.55% of the area of the study area classified its groundwater as being slightly contaminated by seawater, there is an increase in the risk of groundwater pollution in the southeastern and northwestern borders the region.

Keywords: Groundwater, Seawater intrusion, Simpson ratio, Geostatistics, Cross validation.