



AL- Rafidain  
University College

PISSN: (1681-6870); EISSN: (2790-2293)

مجلة كلية الرافدين الجامعة للعلوم

Available online at: <https://www.jruc.s.iq>

JRUCS

Journal of AL-Rafidain  
University College for  
Sciences

## دراسة التأثير المكاني على بعض متغيرات تلوث المياه في مناطق بغداد

أ.م.د. احمد عبد علي عكار	م.د. جنان عبد الله عنبر
<a href="mailto:drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq">drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq</a>	<a href="mailto:jinan69@mtu.edu.iq">jinanaa69@mtu.edu.iq</a>
قسم الاحصاء - كلية الإدارة والاقتصاد - الجامعة المستنصرية، بغداد، العراق	قسم تقنيات المعلوماتية - الكلية التقنية الادارية - الجامعة التقنية الوسطى، بغداد، العراق
أ.د. وضاح صبري ابراهيم	
<a href="mailto:dr_wadhah_stat@uomustansiriyah.edu.iq">dr_wadhah_stat@uomustansiriyah.edu.iq</a>	
قسم الاحصاء - كلية الإدارة والاقتصاد - الجامعة المستنصرية، بغداد، العراق	

### المستخلص

يعد انموذج انحدار ديربين المكاني ( Durban Regression Spatial Model ) من النماذج المهمة في التطبيقات للعديد من الظواهر مثل الظواهر الاقتصادية والصحية والبيئية المكاني التي لها اهمية بالغة في البحوث، ان هدف البحث هو تقدير معاملات انموذج انحدار ديربين المكاني مستعملا مصفوقتي التجاورات المكاني الاعتيادية والمعدلة في ظل معيار تجاور Rook باستعمال الطريقة المعلمية والمتمثلة بطريقة الامكان الاعظم ( Maximum Likelihood Method)، اذ تم توظيف الانموذج لدراسة تلوث المياه والذي يبين العلاقة بين المتغير المعتمد Y والمتمثل بنسبة تلوث المياه في مدينة بغداد والمتغيرات التوضيحية والمتمثلة Temp, DO, BOD5, PO4, NO3, (Ca, Mg, TH, K, Na, SO4, PH) في ظل اثر التجاور المكاني، ومن اهم الاستنتاجات التي تم التوصل اليها ظهور تأثيرات معنوية لبعض المتغيرات التوضيحية على المتغير المعتمد Y، كما اظهرت ان مصفوفة التجاورات المكاني المعدلة W\* هي افضل من مصفوفة التجاورات المكاني الاعتيادية عند تقدير انموذج انحدار ديربين المكاني في تمثيل البيانات وان القيم التقديرية للمتغير المعتمد Y تكون مقاربة للقيم الحقيقية لنفس المتغير.

### معلومات البحث

تواريخ البحث  
تاريخ تقديم البحث: 2022/12/14  
تاريخ قبول البحث: 2023/3/1  
تاريخ رفع البحث على الموقع: 2023/12/31

### الكلمات المفتاحية

انموذج انحدار ديربين المكاني، مصفوفة التجاورات المكاني، معيار تجاور Rook، طريقة الامكان الاعظم.

### للمراسلة:

أ.م.د. احمد عبد علي عكار

[drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq](mailto:drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq)

<https://doi.org/10.55562/jruc.s.v54i1.582>

### 1. المقدمة

نظرا لإمكانية استعمال اساليب القياس الاقتصادي المكاني في كثير من الظواهر الاقتصادية والزراعية والصحية والاجتماعية وغيرها من الظواهر الاخرى يحظى تحليل البيانات المعتمدة مكانيا والخاصة في نماذج القياس الاقتصادي المكاني التي تنطوي على اعتماد مكاني باهتمام كبير من قبل الباحثين، إذ إن النماذج المكاني تهتم بدراسة التجاورات المكاني بين مشاهدات الوحدات للظواهر المدروسة. [1] فعند دراسة اي ظاهرة لا بد من عدم تجاهل التجاورات المكاني التي ترتبط بها والتي قد تؤدي الى تقديرات متحيزة وغير كفوءة لذا فان التجاورات المكاني لها تأثير واضح على انموذج القياس الاقتصادي المكاني الذي يمثل الطريقة العلمية لتحليل السلاسل المكاني الاقتصادية. [2] لذا فان الانحدار الذاتي المكاني لا يخضع للفرضيات الخاصة بالانحدار الزماني التقليدي فقد تم استعمال الانحدار الذاتي المكاني في تحليل البيانات ودراسة العلاقة بين متغير الاستجابة والمتغيرات التوضيحية في ظل وجود مصفوفة التجاورات المكاني والتي تمثل الصفة الملازمة للبيانات المكاني. لذلك تم في هذا البحث استعمال انموذج انحدار ديربين المكاني ( Durban Regression Model Spatial ) في ظل معيار التجاور المكاني Rook لمصفوقتي التجاورات المكاني الاعتيادية والمعدلة ( W\* ، W ). لدراسة تلوث المياه والذي يبين العلاقة بين المتغير المعتمد Y

والمتمثل بنسبة تلوث المياه في مدينة بغداد والمتغيرات التوضيحية والمتمثلة (Temp, DO, BOD5, PO4, NO3, Ca, Mg, TH, K, Na, SO4, PH).

ويهدف هذا البحث لدراسة تأثير بعض الملوثات الصلبة وغير الصلبة على نسبة تلوث المياه في مناطق بغداد باستعمال نموذج انحدار ديربن المكاني Spatial Durban Regression Model في ظل معيار التجاور المكاني Rook لمصفوفتي التجاورات المكانية الاعتيادية والمعدلة ( $W^*$  ،  $W$ )

## 2. مصفوفة التجاور المكاني في ظل معيار تجاور Rook

سيتم هنا التعرف على كيفية استعمال مصفوفة التجاورات المكانية في ظل معيار تجاور Rook، اذ هناك نوعان من مصفوفات التجاور وهي مصفوفة التجاور المكانية الاعتيادية والتي يرمز لها بالرمز  $W$  ومصفوفة التجاور المكانية المعدلة والتي يرمز لها بالرمز  $W^*$ ، اذ تعرف مصفوفة التجاورات المكانية الاعتيادية  $W$  بانها مصفوفة مربعة وغير متماثلة وعناصرها ذات قيم موجبة وابعادها  $n \times n$ ، يتم تكوينها من خلال معيار تجاور Rook وهو احد معايير التجاور المكانية في تكوين مصفوفة التجاورات المكانية، اذ ان اسلوب هذا المعيار يعتمد على النقاط المشتركة بين المناطق حيث يأخذ جميع اتجاهات التجاور اي من اليمين واليسار والامام والخلف اي ان المنطقتين اللتين تتجاوران من اي اتجاه يعطى قيمة واحد اما المنطقتان اللتان لا تتجاوران فتعطى قيمة صفر، لذلك المصفوفة  $W$  تكون مبنية على اساس التجاورات المكانية لكل منطقة مع المناطق الاخرى في صف واحد من صفوف المصفوفة حيث ان عناصر القطر الرئيسي للمصفوفة تكون اصفار. [1-3]. وان مصفوفة  $W$  يتم استعمالها في تقدير نموذج انحدار ديربن المكاني في ظل معيار تجاور Rook. ومن خلال الاعتماد على مصفوفة التجاور المكانية الاعتيادية  $W$  يمكن ايجاد مصفوفة التجاور المكانية المعدلة  $W^*$  ويكون فيها مجموع كل صف مساوي الى الواحد اي كل قيمة من قيم اي صف من مصفوفة التجاور المكانية الاعتيادية  $W$  تقسم على مجموع الصف، اذ يتم ايجادها من خلال الصيغة الاتية: [1]

$$W^* = \frac{W_{ij}}{\sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

## 3. نموذج الدراسة

هنالك عدة انموذجات لدراسة التأثيرات المكانية على متغير الاستجابة  $Y$  وفي هذا البحث سيتم دراسة انموذج انحدار ديربن المكاني (SDM) Spatial Durban Regression Model ولما له اهمية كبرى في هذه الدراسة والمعرف في الصيغة الرياضية الاتية: [3,4,5]

$$\underline{Y} = \lambda W \underline{Y} + G \underline{\beta} + \underline{\varepsilon} \quad (2)$$

$$\underline{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

اذ أن:

$$G = [X \quad W X^*] \quad , \quad \underline{\beta} = [\underline{\beta}_1 \quad \underline{\beta}_2]$$

حيث ان  $\underline{Y}$ : يمثل متجه متغير الاستجابة ذات البعد  $n \times 1$ ،  $\lambda$  تمثل معلمة الاعتماد المكاني،  $W$  تمثل مصفوفة التجاور المكانية ذات البعد  $n \times k+1$ ،  $W \underline{Y}$  يمثل متجه متغير الاستجابة المتخلف مكانيا وذات البعد  $n \times 1$ ،  $X$  تمثل مصفوفة المتغيرات التوضيحية الخالية من مصفوفة التجاور المكانية  $W$  ذات البعد  $(n \times k+1)$ ،  $X^*$  تمثل مصفوفة المتغيرات التوضيحية التي تحتوي على مصفوفة التجاور المكانية  $W$  ذات البعد  $(n \times k+1)$ ،  $\underline{\varepsilon}$  يمثل متجه الاخطاء غير المشاهدة ذات البعد  $n \times 1$ ،  $n$  تمثل حجم العينة،  $k$  يمثل عدد المتغيرات التوضيحية،  $\underline{\beta}_1$  يمثل متجه المعلمات ذات البعد  $k+1 \times 1$ ،  $\underline{\beta}_2$  يمثل متجه المعلمات ذات البعد  $(k+1) \times 1$  بدون مصفوفة التجاورات المكانية،  $\underline{\beta}_2$  يمثل متجه المعلمات ذات البعد  $(k \times 1)$  بوجود مصفوفة التجاورات المكانية. [6]

## 4. طريقة الامكان الاعظم لتقدير المعالم

ان طريقة الامكان الاعظم هي احدى الطرائق الاكثر اهمية والشائعة الاستعمال في تقدير معالم الانموذج وهي تعطي افضل تقدير ممكن من باقي التقديرات الاخرى عند تحليل البيانات المكانية، وتستعمل من خلال جعل لوغاريتم دالة الامكان في نهايتها العظمى، اذ تم توظيف هذه الطريقة لتقدير معلمة الاعتماد المكاني  $\lambda$  ومتجهي المعلمات  $\underline{\beta}_1$ ،  $\underline{\beta}_2$  لأنموذج انحدار ديربن المكاني (SDM) والمتمثل بالصيغة (2).

ان دالة الامكان الاعظم لهذا الانموذج هي: [7,8,9,10]

$$L(\underline{\beta}, \lambda, \sigma^2) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} |Q| \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [(Q\underline{Y} - G\underline{\beta})' (Q\underline{Y} - G\underline{\beta})] \right\} \quad (3)$$

اذ أن:

$$Q = (I - \lambda W)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي لطرفي الصيغة (3) اعلاه نحصل على:

$$\ln L(\underline{\beta}, \lambda, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \left(\frac{n}{2}\right) \ln(\sigma^2) + \ln|Q| - \frac{1}{2\sigma^2} [(Q\underline{Y} - G\underline{\beta})' (Q\underline{Y} - G\underline{\beta})] \quad (4)$$

وبأجراء التفاضل الجزئي بالنسبة الى  $\underline{\beta}$  و  $\sigma^2$  ومساواتها بالصفر نحصل على:

$$\underline{b}_{ML} = (G'G)^{-1} G'QY \quad (5)$$

$$\underline{b}_1 = (G'G)^{-1} G'Y$$

$$\underline{b}_2 = (G'G)^{-1} G'WY$$

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = (e_1 - \lambda e_2)' (e_1 - \lambda e_2) / n \quad (6)$$

$$e_1 = Y - G \underline{b}_1$$

$$e_2 = WY - G \underline{b}_2$$

$$e = e_1 - \lambda e_2$$

اما بالنسبة لمعلمة الاعتماد المكاني  $\lambda$  فيمكن ايجادها من خلال تعويض الصيغة (6) في الصيغة (4) والمعرفة بدالة الامكان الاعظم وكالاتي: [4]

$$\ln L(\lambda) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \left(\frac{n}{2}\right) \ln [(e_1 - \lambda e_2)' (e_1 - \lambda e_2) / n] + \ln |Q| - \frac{n}{2} \quad (7)$$

$$\ln L(\lambda) = C - \left(\frac{n}{2}\right) \ln [(e_1 - \lambda e_2)' (e_1 - \lambda e_2)] + \ln |I - \lambda W| \quad (8)$$

حيث ان:

$$C = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln(n) - \frac{n}{2}$$

### 5. اختبار موران (I) للاعتمادية المكانية

للكشف عن الاعتمادية المكانية بين تجاور المناطق تم استعمال احصاء اختبار موران (I)، ومنه استعمل معامل الارتباط الذاتي المكاني في قياس التشابه بين الظواهر المتجاورة ومن ذلك يظهر ارتباطاً ذاتياً بين المتغيرين، [11] واذا كانت قيمة معامل موران I قريبة من الواحد الصحيح فهذا يدل على وجود ارتباط مكاني، وان صيغة احصاء موران (I) تكون على نحو الاتي [7-12]:

$$I = \left(\frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_{ij}}\right) \frac{[e'We]}{e'e} \quad (9)$$

حيث ان: e يمثل متجه بواقي الانحدار.

حيث اثبت كل من Ord و Cliff بان التوزيع التقاربي لاختبار موران I يتوافق مع التوزيع الطبيعي القياسي بعد اجراء تعديل على احصاء موران I بطرح المتوسط والقسمة على الانحراف المعياري، [4] لذا نفرض ان:

$$H = I - X(X'X)^{-1}X \quad (10)$$

$$E(I) = \left(\frac{n}{S}\right) \text{tr}(HW) / (n - k) \quad (11)$$

$$V(I) = \left(\frac{n}{S}\right)^2 [\text{tr}(HWHW') + \text{tr}(HW)^2 + (\text{tr}(HW))^2] / d - E(I)^2 \quad (12)$$

$$d = (n - k)(n - k + 2)$$

$$Z_1 = [I - E(I)] / V(I)^{1/2} \quad (13)$$

اذ يتم استعمال الصيغة (13) لمعرفة وجود الاعتماد المكاني من عدمه. حيث تتم مقارنة قيمة  $Z_1$  المحسوبة مع قيمة Z الجدولية بمستوى معنوية معين وتحت فرضيتي العدم القائلة بانه هناك اعتماد مكاني ضد الفرضية البديلة القائلة بعدم وجود اعتماد مكاني.

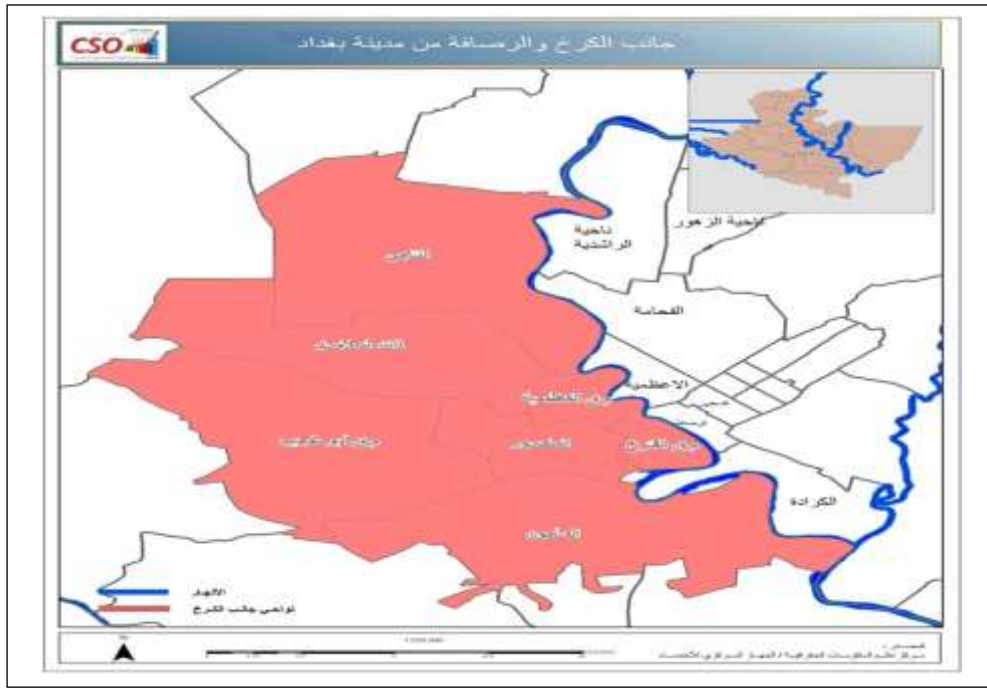
### 6. الجانب التطبيقي

في هذا الجانب من البحث تم الحصول على البيانات الخاصة بتلوث المياه لعام 2018 و عام 2019 والمتمثلة بالمتغيرات الاتية (Y) PH درجة الحموضة، (X<sub>1</sub>) PO4 فوسفات، (X<sub>2</sub>) كالسيوم، (X<sub>3</sub>) Mg مغنيسيوم، (X<sub>4</sub>) T.H عسرة الماء، (X<sub>5</sub>) SO4 كبريتات، والتي تم الحصول عليها من وزارة البيئة العراقية، وحسب المحطات الاتية:

- (1) محطة جسر الجمهورية. (2) محطة جسر الائمة. (3) محطة جسر الزعفرانية.

- (4) محطة جسر الشهداء. (5) محطة جسر الجادرية. (6) محطة مشروع ماء الرشيد.

هنا تم تحديد ست مناطق في محافظة بغداد وحسب المحطات، اذ تتمثل المحطة الاولى بمنطقة الرصافة الاولى والمحطة الثانية بمنطقة الاعظمية والمحطة الثالثة بمنطقة الكرادة والمحطة الرابعة بمنطقة الكرخ والمحطة الخامسة بمنطقة المأمون والمحطة السادسة بمنطقة ناحية الرشيد والشكل (1) يمثل خارطة محافظة بغداد والتي تبين المحطات المذكورة وحسب المناطق والمقسمة حسب التقسيم الاداري:



شكل (1): يمثل خارطة محافظة بغداد

المصدر: مركز نظم المعلومات / الجهاز المركزي للإحصاء

ومن خلال هذه المناطق تم تكوين مصفوفة التجاورات المكانية والمتمثلة (W) في ظل معيار تجاور Rook، وبعد تحليل بيانات عام 2018 و2019 تم الحصول على النتائج التالية:

- اولاً : تم اجراء اختبار موران  $Z_I$  لأنموذج الدراسة لبيانات عام 2018 وعام 2019 للكشف عن الاعتماد المكاني وكما مبين في الجدول الاتي:

جدول (1): يبين قيم اختبار موران حسب السنة

السنة	قيمة موران ( $Z_I$ )
2018	141.9262
2019	8577.4239

من الجدول (1) تبين ان قيمة احصاء اختبار موران  $Z_I$  عند استعمال مصفوفة التجاورات المكانية المعدلة W في سنة 2018 تساوي 141.9262 وفي سنة 2019 تساوي 8577.4239 وعند مقارنتها مع القيمة الجدولية والتي تساوي 1.96 تبين ان هناك فروقا معنوية وهذا يدل على وجود اعتماد مكاني بين المناطق الستة لمحافظة بغداد وهو يشير الى التأثير المكاني على متغيرات البحث لتلوث المياه.

- ثانياً: بعد تحديد مصفوفة التجاورات المكانية المعدلة W والكشف عن الاعتماد المكاني تم تقدير معالم انموذج انحدار ديرين المكاني (SDM) في الصيغة (2) باستعمال طريقة الامكان الاعظم والجدول (2) يبين ذلك.

جدول (2): يمثل قيم معالم انموذج انحدار (SDM) في ظل مصفوفة التجاورات المكانية المقدره بطريقة الامكان الاعظم ML وبعض المؤشرات الاخرى لعام 2018

متجه المعالم $\beta$	المعلمت المقدره بطريقة الامكان الاعظم مستعملا W	قيمة المعالم	قيمة اختبار t	قيمة اختبار F	قيمة المعلمة $\lambda$	متوسط مربعات الخطأ المطلق MAPE
$\beta_0$	$\hat{\beta}_0$	-69.8145	-2.7466	4.0333e+03	0.792	0.0345
$\beta_1$ بدون مصفوفة التجاورات المكانية W	$\hat{\beta}_1$	0.2091	2.4215			
	$\hat{\beta}_2$	0.0005	0.2609			
	$\hat{\beta}_3$	-0.0035	-1.9337			
	$\hat{\beta}_4$	0.0009	0.8980			
	$\hat{\beta}_5$	0.0006	2.7014			
$\beta_2$ بوجود مصفوفة التجاورات المكانية W	$\hat{\beta}_6$	-8.9907	-1.9955			
	$\hat{\beta}_7$	0.1732	2.1055			
	$\hat{\beta}_8$	-0.0910	-2.7960			
	$\hat{\beta}_9$	0.0401	1.1623			
	$\hat{\beta}_{10}$	0.2477	3.1360			

من خلال الجدول (2) تم تقدير معالم نموذج انحدار ديرين المكاني (SDM) باستعمال طريقة الامكان الاعظم لعام 2018، اذ تم اختبار تلك المعالم باستعمال اختبار F والتي تساوي (4.0333e+03) ومقارنته مع قيمة F الجدولية والتي تساوي (2.34)، ومن خلال المقارنة تبين ان هناك فروقا معنوية اي ان هناك على الاقل متغيرا واحدا من المتغيرات التوضيحية والمتمثلة (  $X_1$  ) فوسفات،  $X_2$  كالسيوم،  $X_3$  مغنيسيوم،  $X_4$  T.H عسرة الماء،  $X_5$  SO4 كبريتات، لها تأثير معنوي على المتغير المعتمد والمتمثل ( PH (Y) درجة الحموضة). في ظل التأثيرات المكانية وكذلك تم اختبار المعالم كل على حدة باستعمال اختبار t والمبين قيمها في الجدول (2)، ومقارنتها مع قيمة t الجدولية والتي تساوي (1.994)، لذا تبين ان قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_0$  المطلقة تساوي (2.7466) وهي اكبر من القيمة الجدولية وهذا يدل على قيمة المعلمة  $\beta_0$  معنوية. عند حالة عدم وجود مصفوفة التجاورات المكانية المعدلة W فان قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_1$  تساوي 2.4215 وهي اكبر من القيمة الجدولية وهذا مؤشر على ان المتغير  $X_1$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y، اما قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_2$  تساوي (0.2609) وهي اقل من القيمة الجدولية وهذا مؤشر على ان المتغير  $X_2$  ذو تأثير غير معنوي على المتغير المعتمد Y، وهكذا بالنسبة لبقية المتغيرات التوضيحية الاخرى اي ان المتغير  $X_5$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y اما المتغيرين  $X_3$  ،  $X_4$  فهي ذات تأثير غير معنوي على المتغير المعتمد Y. اما حالة وجود مصفوفة التجاورات المكانية المعدلة W فان قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_6$  تساوي (1.9955) وهي اكبر من القيمة الجدولية وهذا مؤشر على ان المتغير  $X_6$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y، اما قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_7$  تساوي (2.1055) وهي اقل من القيمة الجدولية وهذا مؤشر على ان المتغير  $X_7$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y، وهكذا بالنسبة لبقية المتغيرات التوضيحية الاخرى اي المتغير  $X_8$  والذي ذات تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y اما المتغير  $X_9$  ذو تأثير غير معنوي على المتغير المعتمد Y واخيرا المتغير  $X_{10}$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y. كذلك نلاحظ من خلال الجدول (2) ان قيمة معلمة الاعتماد المكاني  $\lambda$  تساوي (0.898) وهي ذات مؤشر على قوة الاعتماد المكاني.

جدول (3) يمثل قيم معالم نموذج انحدار (SDM) في ظل مصفوفة التجاورات المكانية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم ML وبعض المؤشرات الاخرى لعام 2019

متجه المعالم $\beta$	المعلمت المقدرة بطريقة الامكان الاعظم مستعملا W	قيمة المعالم	قيمة اختبار t	قيمة اختبار F	قيمة المعلمة $\lambda$	متوسط مربعات الخطأ المطلق MAPE
$\beta_0$	$\hat{\beta}_0$	76.2114	-3.0846	3.5716e+03	0.989	0.0276
$\beta_1$ بدون مصفوفة التجاورات المكانية W	$\hat{\beta}_1$	0.3185	2.75645			
	$\hat{\beta}_2$	0.0036	3.2008			
	$\hat{\beta}_3$	-0.0085	-0.4637			
	$\hat{\beta}_4$	0.0079	0.9786			
	$\hat{\beta}_5$	0.0008	2.2351			
$\beta_2$ بوجود مصفوفة التجاورات المكانية W	$\hat{\beta}_6$	-5.0045	-2.9765			
	$\hat{\beta}_7$	0.3155	2.5105			
	$\hat{\beta}_8$	-0.0902	-2.9901			
	$\hat{\beta}_9$	0.0061	1.9998			
	$\hat{\beta}_{10}$	0.0567	3.3789			

من خلال الجدول (3) تم تقدير معالم نموذج انحدار ديرين المكاني (SDM) باستعمال طريقة الامكان الاعظم لعام 2019، اذ تم اختبار تلك المعالم باستعمال اختبار F والتي تساوي (3.5716e+03) ومقارنته مع قيمة F الجدولية والتي تساوي (2.34)، ومن خلال المقارنة تبين ان هناك فروقا معنوية اي ان هناك على الاقل متغيرا واحدا من المتغيرات التوضيحية والمتمثلة (  $X_1$  ) فوسفات،  $X_2$  كالسيوم،  $X_3$  مغنيسيوم،  $X_4$  T.H عسرة الماء،  $X_5$  SO4 كبريتات، لها تأثير معنوي على المتغير المعتمد والمتمثل ( PH (Y) درجة الحموضة) في ظل التأثيرات المكانية وكذلك تم اختبار المعالم كل على حدى باستعمال اختبار t والمبين قيمها في الجدول (2)، ومقارنتها مع قيمة t الجدولية والتي تساوي (1.994)، لذا تبين ان قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_0$  المطلقة تساوي 3.0846 وهي اكبر من القيمة الجدولية وهذا يدل على قيمة المعلمة  $\beta_0$  معنوية. عند حالة عدم وجود مصفوفة التجاورات المكانية المعدلة W فان قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_1$  تساوي 2.75645 وهي اكبر من القيمة الجدولية وهذا مؤشر على ان المتغير  $X_1$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y، اما قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_2$  تساوي 3.2008 وهي اكبر من القيمة الجدولية وهذا مؤشر على ان المتغير  $X_2$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y، وهكذا بالنسبة لبقية المتغيرات التوضيحية الاخرى اي ان المتغير  $X_5$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y اما المتغيران  $X_3$  ،  $X_4$  فهما ذا تأثير غير معنوي على المتغير المعتمد Y. اما في حالة وجود مصفوفة التجاورات المكانية المعدلة W فان قيمة اختبار المعلمة المقدرة  $\beta_6$  المطلقة تساوي 2.9765 وهي اكبر من القيمة الجدولية وهذا مؤشر على ان المتغير  $X_6$  ذو تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y، وكذلك جميع المتغيرات الاخرى فهي ذات تأثير معنوي على المتغير المعتمد Y. كذلك نلاحظ من خلال الجدول (2) ان قيمة معلمة الاعتماد المكاني  $\lambda$  تساوي 0.789 وهي ذات مؤشر على قوة الاعتماد المكاني.

جدول (4): القيم الحقيقية والتقديرية للمتغير المعتمد (Y) PH درجة الحموضة لأنموذج انحدار ديرين المكاني لسنة 2018

مناطق	ت	القيم الحقيقية للمتغير Y	القيم التقديرية للمتغير Y	مناطق	ت	القيم الحقيقية للمتغير Y	القيم التقديرية للمتغير Y	مناطق	ت	القيم الحقيقية للمتغير Y	القيم التقديرية للمتغير Y
الرصافة الاولى	1	7.36	7.9231	الكرادة	25	7.66	7.6354	المأمون	49	8	7.5145
	2	8.11	7.8787		26	7.55	7.7388		50	8	7.574
	3	7.54	7.7805		27	7.51	7.6901		51	7.5	7.7094
	4	7.8	7.8208		28	7.54	7.6834		52	7.8	7.6149
	5	7.45	7.813		29	7.72	7.6428		53	7.3	7.5025
	6	8.53	7.8527		30	7.75	7.6962		54	7.7	7.7365
	7	7.45	7.8166		31	7.72	7.6428		55	7.8	7.6364
	8	8.11	7.6743		32	7.15	6.8155		56	6.9	7.5455
	9	7.6	7.8506		33	7.73	7.7668		57	6.9	7.2595
	10	7.9	7.7334		34	7.55	7.6259		58	7.8	7.5359
	11	7.76	7.6975		35	7.4	7.4179		59	6.8	7.4665
	12	8.11	7.8787		36	7.61	7.5343		60	8	7.4045
الاعظمية	13	7.33	7.6565	الكرخ	37	8.1	7.5401	ناحية الرشيد	61	7.9	7.6127
	14	7.65	7.542		38	8	7.6158		62	8.2	7.7501
	15	7.45	7.6798		39	8.2	7.5693		63	8	7.6489
	16	7.7	7.5168		40	7.8	7.7505		64	7.5	7.7674
	17	7.97	7.7716		41	7.7	7.647		65	7.5	7.6588
	18	7.83	7.7578		42	7.5	7.7286		66	7.6	7.8171
	19	7.97	7.7705		43	7.8	7.7172		67	7.5	7.7737
	20	7.92	7.5128		44	6.9	7.3753		68	7.3	7.432
	21	7.55	7.623		45	6.9	7.3807		69	7	7.4387
	22	7.25	7.546		46	7.3	7.5837		70	7.8	7.5969
	23	7.22	7.5712		47	6.9	7.2401		71	7.1	7.3949
	24	7.65	7.542		48	7.8	7.7517		72	8	7.5088

جدول (5): القيم الحقيقية والتقديرية للمتغير المعتمد (Y) PH درجة الحموضة لأنموذج انحدار ديرين المكاني لسنة 2019

مناطق	ت	القيم الحقيقية للمتغير Y	القيم التقديرية للمتغير Y	مناطق	ت	القيم الحقيقية للمتغير Y	القيم التقديرية للمتغير Y	مناطق	ت	القيم الحقيقية للمتغير Y	القيم التقديرية للمتغير Y
الرصافة الاولى	1	7.9	7.7652	الكرادة	25	8	7.712	المأمون	49	7.8	7.827
	2	8.00	7.6889		26	8.13	7.7829		50	8.1	7.8884
	3	8.01	7.6582		27	8.03	7.7154		51	8	7.7177
	4	7.86	7.8693		28	7.85	7.9856		52	8.3	7.7844
	5	7.75	7.787		29	7.78	7.9067		53	7.3	7.6843
	6	7.84	7.9399		30	7.71	8.0939		54	7.5	7.6712
	7	7.84	7.9399		31	7.84	7.8423		55	8	7.8351
	8	7.84	7.9399		32	7.84	7.8423		56	6	7.3698
	9	7.66	7.6397		33	7.6	7.9972		57	8.1	7.9065
	10	7.35	7.5728		34	7.86	7.7195		58	8.2	7.9203
	11	7.35	7.5107		35	7.49	7.6509		59	8	7.8842
	12	7.51	7.5986		36	7.75	7.6314		60	8.1	7.9112
الاعظمية	13	7.97	7.9252	الكرخ	37	8.1	8.1036	ناحية الرشيد	61	8.1	8.111
	14	8.22	7.9133		38	8.1	7.9559		62	7.7	8.1501
	15	8.09	7.8532		39	8.3	7.9078		63	8.2	8.0336
	16	8.08	7.9377		40	8	7.9814		64	8.4	8.1182
	17	7.99	7.9274		41	8.3	7.896		65	8.1	7.9847
	18	7.94	8.0723		42	7.3	7.8752		66	8.1	7.9636
	19	7.94	8.0723		43	7.8	7.914		67	8	8.1725
	20	7.94	8.0723		44	8	7.8856		68	9.1	7.997
	21	7.74	7.8762		45	8.1	8.0594		69	8	8.1748
	22	7.9	7.7758		46	7.9	8.0608		70	7.9	8.2191
	23	7.7	7.8589		47	8	8.1207		71	7.8	8.1706
	24	7.7	7.9253		48	7.9	8.0397		72	7.9	8.2047

**7. الاستنتاجات**

1. من قيم اختبار موران يتبين التأثير للمتعير المكاني لسنة 2018 و2019 على متغيرات البحث، ومنه تم الاستنتاج أن التأثير المكاني على حموضة المياه لنهر دجلة ولمحافظة بغداد كانت لسنة 2019، اكبر منه عن سنة 2018.
2. يتبين من نتائج البحث أن التأثير للمواد الصلبة والمتمثلة بالمتغيرات التوضيحية على حموضة المياه لنهر دجلة ولمحافظة بغداد لسنة 2019، اكثر من سنة 2018 بوجود مصفوفة التجاورات المكانية المعدلة (تجاور مناطق محافظة بغداد).

**8. التوصيات**

1. ادخال متغيرات اخرى تشمل جانبا آخر من المواد الصلبة او الغازية المذابة في المياه، لتبيان مدى التأثير على حموضة المياه والتلوث الحاصل لنهر دجلة ولمحافظة بغداد وكذلك محافظات اخرى داخل العراق.
2. شمول البحث بإضافة تسجيل لقيم بيانات ولسنوات اخرى جديدة لدراستها ودراسة تأثيرها على حموضة المياه في نهر دجلة.
3. الربط بين دراسة تلوث المياه مع تلوث الهواء ومدى التأثير بالتغير المناخي داخل العراق.

**المصادر**

- [1] Akkar, A. Abdali, & Hussein, S. Mohammad. (2019), "Some estimation methods for the two models SPSEM and SPSAR for spatially dependent data", Journal of Economics and Administration Sciences Vol.25, No. (113), 499-525.
- [2] Akkar, A. Abdali, & Hussein, S. Mohammad. (2019), "Proposing core functions with a two-stage method to estimate the SPSEM model". Journal of Economics and Administration, Vol.2, No.(122),
- [3] Akkar, A. A.. (2021). "Estimation the spatial Durbin regression model for anemia patients sample in some region of Al-Karkh/Baghdad". Journal of Administration and Economics, (128), 275-293.
- [4] Lesage ,James P.(1997). Regression Analysis of Spatial Data. Journal of Regional Analysis and Policy, Mid-Continent Regional Science Association, Vol. 27, No.(2).
- [5] Lesage , James P. (1999). The Theory and Practice of Spatial Econometrics. Journal of University of Toledo, Vol. 28, No. (11).
- [6] Cameron (2014); Spatial Econometrics Introduction and Reading List; Department of Political Science, Texas.
- [7] Anselin, L. (1988); Spatial Econometrics: Methods and Models; Kluwer Academic, Publishers, Dordrecht, The Netherlands.
- [8] Aw, A., & Cabral, E. N. (2019). "Modeling Spatial Spillovers of Divorce in Senegal Using Spatial Durbin Model: A Maximum Likelihood Estimation Approach", American Journal of Theoretical and Applied Statistics, 8(1), 1-6.
- [9] Bektı, R. D. Sutikno, (2012), "Spatial Durbin Model to Identify Influential Factors of Diarrhea", Journal of Mathematics and Statistics, 8(3), 396-402.
- [10] Bektı, R. D., & Rahayu, A. (2013), "Maximum Likelihood Estimation for Spatial Durbin Model", Journal of Mathematics and Statistics, 9(3), 169.
- [11] Anselin, L. and Bera, A. K. (1998); "Spatial Dependence in Linear Regression Model With An Introduction to Spatial Econometrics"; In: UIIah A, Giles DEA (eds) Handbook of applied economic statisties. Marcel Dekker, New York, pp (237-289).
- [12] Lesage, James P. and Pace, R. K. (2009); Introduction to Spatial Econometrics; Taylor and France Group , pp ( 45 – 69 ).



AL- Rafidain  
University College

PISSN: (1681-6870); EISSN: (2790-2293)

**Journal of AL-Rafidain  
University College for Sciences**

Available online at: <https://www.jrucs.iq>

**JRUCS**

Journal of AL-Rafidain  
University College for  
Sciences

## The Study of Spatial Effect on Some Variables of Water Pollution in Baghdad Regions

<b>Ahmed A. Akkar</b>	<b>Jinan A. Anber</b>
<a href="mailto:drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq">drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq</a>	<a href="mailto:jinanaa69@mtu.edu.iq">jinanaa69@mtu.edu.iq</a>
Department of Statistics - College of Administration and Economics - Al_Mustansiriyah University, Baghdad, Iraq	Department of Information Techniques - Technical College of Management - Middle Technical University, Baghdad, Iraq
<b>Wadhah S. Ibrahim</b>	
<a href="mailto:dr_wadhah_stat@uomustansiriyah.edu.iq">dr_wadhah_stat@uomustansiriyah.edu.iq</a>	
Department of Statistics - College of Administration and Economics - Al_Mustansiriyah University, Baghdad, Iraq	

### Article Information

#### Article History:

Received: December, 14, 2022

Accepted: March, 1, 2023

Available Online: December, 31, 2023

#### Keywords:

Durban spatial regression model, spatial adjacency matrix, Rook adjacency criterion, Maximum Likelihood Method

### Abstract

*The Durban Regression Model Spatial is one of the important models in the applications of many phenomena, such as economic, health, and environmental spatial phenomena, that are crucial to research. The spatial variable, which is additive and significant, was examined in this study. The aim of the research is to estimate the parameters of the Durban spatial regression model using the regular and modified spatial adjacency matrices under the Rook adjacency criterion using the parametric method represented by the Maximum Likelihood Method, as it was employed. The model for the study of water pollution shows the relationship between the dependent variable Y, which is the percentage of water pollution in the city of Baghdad, and the explanatory variables (Temp., DO, BOD5, PO4, NO3, Ca, Mg, TH, K, Na, SO4, PH). In light of the effect of spatial proximity, one of the most important conclusions reached was the emergence of significant effects of certain explanatory variables on the dependent variable Y, and it also demonstrated that the modified spatial proximity matrix  $M^*$  outperforms the normal spatial proximity matrix  $M$  when estimating the Durban spatial regression model in data representation. The estimated values of the dependent variable Y are close to the real values of the same variable.*

#### Correspondence:

Wadhah S. Ibrahim

[drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq](mailto:drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq)

<https://doi.org/10.55562/jrucs.v54i1.582>