



AL-Rafidain  
University College

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

مجلة كلية الرافدين الجامعة للعلوم

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

JRUCS

Journal of AL-Rafidain  
University College for  
Sciences

## استخدام نموذج الخطأ المكاني لدراسة أثر الموقع على تساقط الأمطار في العراق

ايد حبيب شمال

[ayad@ecomang.uodiyala.edu.iq](mailto:ayad@ecomang.uodiyala.edu.iq)

قسم الإحصاء - كلية الإدارة والاقتصاد - جامعة ديالى، ديالى، العراق.

عمر عادل عيد الوهاب

[omaradil.d87@gmail.com](mailto:omaradil.d87@gmail.com)

### معلومات البحث

#### تاریخ البحث

تاریخ تقديم البحث: 2022/12/22

تاریخ قبول البحث: 2023/3/3

تاریخ رفع البحث على الموقع: 2023/12/31

#### الكلمات المفتاحية

نموذج الخطأ المكاني، مصفوفة التقارب، معيار موران.

#### للمراسلة:

عمر عادل عيد الوهاب

[omaradil.d87@gmail.com](mailto:omaradil.d87@gmail.com)

<https://doi.org/10.55562/jrucs.v54i1.593>

### المستخلص

يهم هذا البحث باستخدام الانحدار المكاني، وهو أحد نماذج التحليل المكاني، والذي افت انتباه الباحثين أيضاً. بعد أن اقتصر علم الإحصاء على تحليل البيانات مؤقتاً، وكان من المهم دراسة تأثير المكان على البيانات، وجدوا أن الباحث قد يخطئ عند إهماله لمشكلة الاعتماد المكاني. في تحليل البيانات، يؤدي هذا الخطأ إلى نتائج غير فعالة. لا يخضع الانحدار المكاني لافتراضات الانحدار التقليدي وأهمها (عدم الارتباط الذاتي) وقد وجد الانحدار المكاني لتحليل ودراسة العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في ظل وجود مشكلة مكانية: الاعتماد، والذي يمثل الخاصية المتأصلة في البيانات المكانية. في هذا البحث ستناول أحد أنواع نماذج الانحدار المكاني المعلمي وهو نموذج الخطأ المكاني الذي يهتم بدراسة التأثيرات المكانية بين مشاهدات الوحدات للظاهرة المدروسة. حيث تم استخدام معيار موران من أجل معرفة وجود تأثير مكاني.

### 1. المقدمة

يستخدم نموذج الانحدار لاكتشاف العوامل التي تؤثر على الاستجابة، ويُعرف هذا الانحدار بالمربيات الصغرى العادية (OLS). يفترض وجود أخطاء متطابقة مستقلة موزعة بشكل طبيعي [1]. وفي حالة عدم استيفاء أحد الافتراضات، يمكن القول إن هناك تأثيراً مكانياً وفي الوقت نفسه ينص قانون الجغرافيا الأول لتوبير على أن كل شيء مرتبط بكل شيء آخر [4]، ولكن الأشياء القريبة أكثر ارتباطاً من الأشياء البعيدة [6]. إنه مفهوم أساسى لمشكلة التأثيرات / الموقع المكاني. ينتمي الانحدار المكاني إلى نموذج الانحدار الذي يتضمن تأثيرات الموضع المكاني [9]، يتبعت الأنماذج عملية الانحدار الذاتي، والتي تدل على وجود علاقة تبعية بين مجموعة من المشاهدات تسمى التبعية المكانية [2]. أحد هذه النماذج هو نموذج الانحدار المكاني، مثل نماذج الانحدار التلقائي المتزامنة [3]، والتي تزيد عن نموذج الانحدار الخطى القياسي بمصطلح إضافي يدمج بنية الارتباط الذاتي المكاني لمجموعة بيانات معينة [8]. يتم تصنيف الاعتماد المكاني في نموذج التأثير المكاني وأنموذج الخطأ المكاني، يأخذ الأنماذج الأول الاعتماد في المتغير التابع لوحدة مكانية والوحدات المجاورة المقابلة في الاعتبار [5]، بينما يأخذ الأنماذج الثاني في الاعتبار الاعتماد المكاني في مصطلح الخطأ للوحدة المكانية والوحدات المجاورة المقابلة [2]. وبطريق على النموذج الذي يحتوي على كلا الشكلين من الاعتماد المكاني اسم نموذج الانحدار الذاتي المكاني مع مصطلح خطأ الارتداد الذاتي المكاني (SAR) [6]. مثل هذه الأشكال من الاعتماد تسبب تقدير المعلمة باستخدام طريقة المربيع الصغرى العادي (OLS) لإنتاج تقديرات غير متسقة [1].

### 2. هدف البحث

يهدف هذا البحث إلى دراسة استخدام نموذج الانحدار المكاني وتحليل الانحدار المكاني وتأثير الاعتماد المكانية على تحليل البيانات. ويهدف البحث إلى فهم العلاقة بين المتغير المعتمد والمتغيرات المستقلة في ظل وجود مشكلة الاعتماد المكانية.

### 3. المشكلة

تتمثل مشكلة البحث في الاهتمام المحدود السابق بدراسة الاعتمادية المكانية وتأثير الموقع الجغرافي على البيانات. تحليل البيانات الإحصائية التقليدي غالباً ما يفترض عدم وجود ترابط مكاني بين الوحدات المدروسة، مما يمكن أن يؤدي إلى تحليل غير فعال للبيانات المكانية. تجاهل مشكلة الاعتمادية المكانية يمكن أن يؤدي إلى نتائج غير دقيقة وقرارات خطأ في التحليلات والتفسيرات. لذلك، تعد مشكلة الاعتمادية المكانية التي تنشأ في البيانات المكانية المتاحة محور البحث والتركيز، ويهدف البحث إلى تطوير واستخدام نماذج الانحدار المكانى لمعالجة هذه المشكلة وفهم تأثير المكان على البيانات بشكل أفضل.

### 4. نموذج الخطأ المكانى [7][1][4][2]

يكون نموذج الانحدار الخطأ المكانى العام على النحو التالي:

$$(1) \quad y = \rho M_1 y + X\beta + u$$

عندما

$$u = \lambda M_2 u + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

عندما  $y$  يمثل متوجه المتغير التابع ذات البعد  $(n^*1)$  ،  $\rho$  تمثل معلمة الاعتماد المكانى للمتغير التابع وان  $M_1 y$  يمثل المتغير التابع المتأخر مكانياً من البعد  $(n^*1)$  ،  $X$  مصفوفة المتغيرات المستقلة (التقسيرية) ذات الابعاد  $(n^*p)$  ذات الابعاد  $(n^*1)$  ،  $\beta$  متوجه المعلمات من بعد  $(p^*1)$  ،  $u$  يمثل متوجه الأخطاء العشوائية المرتبطة مكانياً ذو البعد  $(n^*1)$  ،  $\lambda$  تمثل معلمة الاعتماد المكانى للأخطاء،  $u$  يمثل متوجه الأخطاء غير المرتبطة من بعد  $(n^*1)$  عندما  $N(0, \sigma^2 I)$  ،  $u \sim N(0, \sigma^2 I)$  وان  $n$  تمثل حجم العينة و  $p$  يمثل عدد المعلمات،  $M_1$  تمثل مصفوفة التواصل المكانى بين المشاهدات حيث تعتمد طريقة بناء هذه المصفوفة على النقاط المشتركة بين المناطق حيث يأخذ جميع اتجاهات الاتصال أي من اليمين واليسار، الأمامي والخلفي ، أي أن المنطقين المجاورتين في أي اتجاه تعطي قيمة واحدة ، والمنطقان غير المجاورتين تعطيان قيمة صفر، وأن هذه المصفوفة لها تأثير واضح في بناء نموذج الانحدار المكانى،  $M_2$  تمثل مصفوفة مسافة التواصل المكانى أي مسافة المشاهدات من وسط المدينة، ويمكن أن تكون  $M_1 = M_2$  حيث تمثل  $M$  ما تم تعريفه للمصفوفة  $M_1$ .

من خلال الصيغة رقم 1 لأنموذج الخطأ المكانى يمكن كتابة صيغة Durban لأنموذج الخطأ المكانى من خلال الصيغة التالية:

$$(2) \quad y = \rho M_1 y + H\beta + \varepsilon$$

عندما

$$H = [X \quad MX^*]$$

$$\beta = [\beta_1 \quad \beta_2]$$

عندما  $X$  مصفوفة المتغيرات المستقلة (التقسيرية) ذات الابعاد  $(n^*p)$  ،  $X^*$  مصفوفة المتغيرات المستقلة (التقسيرية) ذات الابعاد  $(n^*k)$  عندما  $k$  يمثل عدد المتغيرات المستقلة ،  $\beta_1$  يمثل متوجه المعلمة بدون مصفوفة التواصل المكانى مع بعد  $(p^*1)$  ،  $\beta_2$  يمثل متوجه المعلمة في وجود مصفوفة التواصل المكانى للبعد  $(k^*1)$ .

### 5. مقدرات الإمكان الأعظم [9][7][1]

يتم تقدير متوجهات المعلمات لأنموذج  $\beta_2$  ،  $\beta_1$  والمعالم الأخرى  $\sigma^2$  ،  $\rho$  ، باستخدام طريقة الإمكان الأعظم وهي إحدى الطرق المهمة والشائعة لتقدير معلمات نموذج الانحدار. تتمتع إمكانيات الطريقة بخصائص جيدة ويمكن استخدامها بجعل لوغاريتيم دالة الامكان بأقصى حد لها. تم استخدام هذه الطريقة لتقدير معامل الاعتماد المكانى  $\rho$  ومتوجهات المعلمات  $\beta_1$  ،  $\beta_2$  لأنموذج الانحدار المكانى Durban المحدد في الصيغة (3) عندما يكون متغير الخطأ العشوائي له توزيع احتمالي معروف.

دالة الإمكان الأعظم تكون وفق الصيغة الآتية:

$$(3) \quad L(y; \beta, \sigma^2, \rho) = \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{n}{2}} |A| \exp \left( -\frac{1}{2\pi\sigma^2} (Ay - H\beta)'(Ay - H\beta) \right)$$

عندما  $A = (I - \rho M)$  و عند اخذ اللوغاريتم الطبيعي للمعادلة أعلاه نحصل على:

$$(4) \quad \ln L(y; \beta, \sigma^2, \rho) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + \ln|A| - \frac{1}{2\pi\sigma^2} (Ay - H\beta)'(Ay - H\beta)$$

ومن خلال المشتقية الجزئية نحصل على تقدير المعلمات المقدرة وفق الصيغة الآتية:

$$(5) \quad \hat{\beta}_{ML} = (\tilde{H}H)^{-1} \tilde{H}Ay$$

$$\hat{\beta}_1 = (\tilde{H}H)^{-1} \tilde{H}y$$

$$\hat{\beta}_2 = (\tilde{H}H)^{-1} \tilde{H}My$$

$$\widehat{\sigma^2}_{ML} = \frac{(e)'(e)}{n} \quad (6)$$

عندما  $e = e_1 - \rho e_2$  و  $e_2 = (My - H\beta_2)$  وان  $e_1 = (y - H\beta_1)$   
اما معلمة الاعتماد المكانى  $\rho$  من خلال استبدال الصيغة رقم 6 بالصيغة رقم 4

$$\ln L(\rho) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \frac{(e_1 - \rho e_2)'(e_1 - \rho e_2)}{n} + \ln|A| - \frac{n}{2} \quad (7)$$

$$\ln L(\rho) = C - \frac{n}{2} \ln[(e_1 - \rho e_2)'(e_1 - \rho e_2)] + \ln|I - \rho M|$$

عندما

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

#### 6. اختبار Moran's للاعتماد المكانى [5][3]

تم استخدام إحصاء اختبار Moran's للكشف عن الاعتماد المكانى بين المناطق التي فيها وجود ارتباط تلقائى مكانى بين القيم، حيث تم استخدام معامل الارتباط الذاتى المكانى لقياس التشابه بين الظواهر المتباورة، عندما تكون قيم أحد المتغيرات في مكان واحد مرتبطة مع قيم نفس المتغير في مكان مجاور آخر، فهذا يدل على الارتباط التلقائى بين المتغيرات. إذا كانت قيمة معامل اختبار Moran's قريبة من الرقم الصحيح واحد، فهذا يشير إلى وجود ارتباط مكانى، وأن صيغة إحصاء Moran's هي كما يلى:

$$I = \left( \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_{ij}} \right) \left( \frac{\bar{M}e}{\bar{e}e} \right) \quad (8)$$

#### 7. الجانب التطبيقي

تم في هذا البحث استخدام بيانات معدل الامطار السنوي لثلاث محافظات عراقية وهي (البصرة، ميسان، ذي قار) للفترة من 1950 – 2017 ) اذ تم اعتماد بيانات الجهاز المركزي للإحصاء، ومن خلالها يتم التعرف فيما هنالك تأثير للمكان المحافظة على معدل الامطار السنوية، اذ كانت البيانات كما مبين في الجدول رقم ( 1 ).

تم استعمال برنامج MATLAB2022A في اجراء اختبار موران وكذلك في تقدير معلمات نموذج الخطأ المكانى.

جدول (1): يبين المعدل السنوي لكميات الامطار للفترة من ( 1950 - 2017 )

السنة	البصرة	ميسان	السنة	السنة	ميسان	البصرة	ذي قار
1950	170.3	133.6855	1950	1970	160.4226	116.494	139.7928
1951	70.6	55.421	1951	1971	66.5052	83.6025	100.323
1952	139.5	109.5075	1952	1972	131.409	142.713	171.2556
1953	115.4	107.6	1953	1973	120.8	40.5845	48.7014
1954	108.2	100.7	1954	1974	112.1	134.078	160.8936
1955	104.8	82.268	1955	1975	98.7216	142.242	170.6904
1956	137.2	107.702	1956	1976	129.2424	124.2655	149.1186
1957	224.9	176.5465	1957	1977	211.8558	117.75	141.3
1958	76.7	60.2095	1958	1978	72.2514	92.944	111.5328
1959	113.8	89.333	1959	1979	107.1996	120.0265	144.0318
1960	113.1	88.7835	1960	1980	106.5402	131.409	157.6908
1961	154.5	121.2825	1961	1981	145.539	84	79.128
1962	90.6	71.121	1962	1982	85.3452	112.1	87.9985
1963	100.2	78.657	1963	1983	94.3884	99.9	78.4215
1964	31.9	25.0415	1964	1984	30.0498	140.1	109.9785
1965	85.7	67.2745	1965	1985	80.7294	296.6	232.831
1966	98.8	77.558	1966	1986	93.0696	87.1	68.3735
1967	156.5	122.8525	1967	1987	147.423	105.7	82.9745
1968	98.8	77.558	1968	1988	93.0696	121.4	95.299
1969	175.9	138.0815	1969	1989	165.6978	48.3	37.9155

**تتمة جدول (1)**

السنة	البصرة	ميسان	ذى قار	السنة	البصرة	ميسان	ذى قار
2010	247.1	193.9735	232.7682	107.859	114.5	89.8825	108.6126
1990	165.2	129.682	155.6184	108.6126	115.3	90.5105	101.265
1991	177.6	139.416	167.2992	101.265	107.5	84.3875	101.265
1992	153	120.105	144.126	101.265	107.5	84.3875	81.8598
1993	132.3	103.8555	124.6266	81.8598	86.9	68.2165	126.3222
1994	214.2	168.147	201.7764	126.3222	134.1	105.2685	39.564
1995	232.5	182.5125	219.015	39.564	42	32.97	
1996	1997	58.247	69.8964				
1998	238.6	187.301	224.7612				
1999	130	102.05	122.46				
2000	127.3	99.9305	119.9166				
2001	89.7	70.4145	84.4974				
2003	92.8	72.5	87.45				
2002	95.5	74.9675	89.961				
2004	95.5	74.9675	89.961				
2005	174.1	136.6685	164.0022				
2006	139.2	109.272	131.1264				
2007	67.1	52.6735	63.2082				
2008	89.8	70.493	84.5916				
2009	31.9	25.0415	30.0498				

تم استعمال اختبار موران لمعرفة فيما اذا كان هنالك تأثير مكاني، اذ تم صياغة الفرضية كالتالي:

H0: ( P= 0 ) لا يوجد تأثير مكاني على المعدل السنوي لتساقط الامطار

H1: ( P≠ 0 ) يوجد تأثير مكاني على المعدل السنوي لتساقط الامطار

**جدول (2): يمثل اختبار موران لاختبار التأثير المكاني**

Moran's test	P-value	Decision
23.1364	0.000	Accept H <sub>1</sub>

ومن خلال جدول رقم (2) والذي يبين اختبار موران، اذ نلاحظ أن قيمة الاختبار بلغت 23.1364 وكانت القيمة المعنوية تساوي 0.000 وهي اقل من 5% وهذا يدل على رفض الفرضية الصفرية وقبول فرضية البديلة، اي يوجد تأثير مكاني على المعدل السنوي لتساقط الامطار.

**جدول (3): يمثل تقدير الامكان الاعظم لمعلمات النموذج**

Name parameters	parameters	value	T- test	P-value
تأثير	B	0.484	29.012	0.000
تأثير المكاني	P	0.991	978.54	0.000
	$R^2$	= 0.983		
		RMSE = 0. 265		

من خلال جدول رقم (3) اذ نلاحظ قيم معلمات نموذج الخطأ المعياري، حيث نلاحظ أن قيمة التأثير B بلغت 0.484 وان القيمة المعنوية لها كانت 0.000 وهي اقل من 5%， في حين كانت بلغت قيمة التأثير المكاني P ما قيمته 0.991 حيث بلغت القيمة المعنوية له 0.000 وهي اقل من 5%.

#### 8. الاستنتاجات

من خلال النتائج التي توصل اليها البحث، اذ تم التوصل الى مصفوفة التقارب بين المواقع كان لها تأثير في النموذج، اي ان هنالك تأثيراً مكانياً على معدل كميات الامطار في المحافظات (البصرة، ميسان، ذى قار) وهذا يدل على ان كميات الامطار تتأثر بالموقع الجغرافي.

#### 9. التوصيات

استخدام اساليب جديدة في حساب مصفوفة التقارب بين المواقع، مثل استخدام المسافة الاقليدية او الاقليدية القياسية، بالإضافة الى ذلك يجب مراعاة خزن المياه من خلال بناء السدود.

**المصادر**

- [1] Ali, Omar Abdul-Mohsen and Hadi, Sawsan Qasim, (2014), “Spatial Regression Models Estimation for the poverty Rates In the districts of Iraq in 2012”, Journal of Economic and Administrative Sciences, University of Baghdad, Volume (20), Issue (79), Pages (337- 351).
- [2] Anselin, L. and Bera, A. K. (1998); Spatial Dependence in Linear Regression Model With An Introduction to Spatial Econometrics; In: Ullah A, Giles DEA (eds) Handbook of Applied Economic Statistics. Marcel Dekker, New York, pp (237-289).
- [3] Cressie NAC (1993) Statistics for Spatial Data (New York :Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. Wiley).
- [4] Fotheringham A S and Rogerson P. A., (2009), The Sage Handbook of Spatial Analysis, Sage Publications, London.
- [5] Gan, Jiansheng. (2009); “Spatial Combination Interpolation model based on panal data and its empirical study”, International Conference on Environmental Science and Information Application Technology, ESIAT 2009.
- [6] Lesage, James P.(1997), “Regression Analysis of Spatial Data”, Journal of Regional Analysis and Policy, Vol. (27), No. (2).
- [7] Haining R. (2003), Spatial data analysis: theory and practice. Cambridge University Press, 1<sup>st</sup> edition, Cambridge, UK.
- [8] Rawlings J O, Pantula S Gand Dickey D. A., (1998), Applied Regression Analysis : Research Tool, Second edition, Springer Verlag Inc., New York
- [9] Kelejian H H, Prucha I R (1998), “A Generalized Spatial Two Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbance”, Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. (17), No. (1).



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

# Using the Spatial Error Model to Study The Effect of Location on Rainfall in Iraq

Omar A. Abd Alwahab

[omaradil.d87@gmail.com](mailto:omaradil.d87@gmail.com)

Ayad H. Shimal

[ayad@ecomang.uodiyala.edu.iq](mailto:ayad@ecomang.uodiyala.edu.iq)

Statistics Department, Faculty of Administration and Economics, Diyala University, Diyala, Iraq

### Article Information

#### Article History:

Received: December, 22, 2022

Accepted: March, 3, 2023

Available Online: December, 31, 2023

#### Keywords:

Spatial error model contiguity matrix,  
Moran's criterion

### Abstract

*This study focuses on the utilization of spatial regression, which is a spatial analysis model that has garnered significant attention from researchers. In the past, statistical analysis has focused mostly on temporal data, ignoring the significance of studying the impact of location on the data. However, it has been discovered that disregarding the issue of spatial dependence might cause errors in research, leading to ineffective results when analyzing data. Unlike traditional regression models, spatial regression does not make the assumption that there is no self-correlation. It has been used to assess and investigate the relationship between the dependent and independent variables while considering the presence of spatial dependence, which is an inherent characteristic of spatial data. The spatial error model is a particular kind of parametric spatial regression model that will be the subject of this study. This model is concerned with investigating the spatial effects among the observed units of the phenomenon under study. We shall apply Moran's criterion to determine the existence of spatial effects.*

#### Correspondence:

Omar A. Abd Alwahab

[omaradil.d87@gmail.com](mailto:omaradil.d87@gmail.com)

<https://doi.org/10.55562/jrucs.v54i1.593>