

<https://doi.org/10.31272/jae.i146.1317><https://admics.uomustansiriyah.edu.iq>

P-ISSN: 1813-6729 E-ISSN: 2707-1359

JAE

## استعمال مصفوفة المسافة لمانهاتن في تقدير نموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني

بسمه محمد لفته مريوش

قسم الاحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة المستنصرية، بغداد، العراق.

Email: [basmah.mohammed@uomustansiriyah.edu.iq](mailto:basmah.mohammed@uomustansiriyah.edu.iq), ORCID: <https://orcid.org/0000-0000-0000-0000>

اسيل عبد الرزاق رشيد

قسم الاحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة المستنصرية، بغداد، العراق.

Email: [aseelstat@uomustansiriyah.edu.iq](mailto:aseelstat@uomustansiriyah.edu.iq), ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2702-1843>

## المستخلص

## معلومات البحث

## تواريخ البحث:

التقديم: 2023 / 10 / 09

المراجعة: 2024 / 10 / 25

قبول النشر: 2024 / 11 / 07

نشر الكتروني: 2024 / 12 / 01

تسلسل الصفحات: 33 - 41

تم تطبيق نموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني في تحليل عدد الحوادث المرورية التي حدثت في المحافظات العراقية وفق اختلاف انواع الطرق وفي ظل تغيرات حالة الجو لعام 2022، حيث تم استعمال طريقة الامكان الاعظم لتقدير الانموذج وباعتماد على مصفوفة الاوزان المعتمدة على المسافة لمانهاتن، وقد تم التوصل الى وجود علاقة طردية بين عدد الحوادث المرورية وحالة الطقس من درجات حرارة وكمية الامطار الساقطة وكمية الاتربة في الجو.

## الكلمات المفتاحية:

انحدار ثنائي الحد السالب، دالة الامكان الاعظم، معامل موران، مصفوفة المسافة لمانهاتن.

## المراسلة:

أسم الباحث: أسيل عبد الرزاق رشيد

Email:

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

## 1. المقدمة

لقد وجدت النماذج المكانية تطبيقاً واسعاً في الاقتصاد القياسي خلال الثلاثين الى الاربعين عاما الماضية فيما يتعلق بتحليل بيانات العد فإن التطبيق الأكثر استخداماً هو نمذجة عدم التجانس المكاني، وقد نشر بايلنك وكلاسن (1979) مجلداً صغيراً تحت عنوان الاقتصاد القياسي المكاني وقد كانت اول محاولة لتحديد الاقتصاد القياسي المكاني ومنهجيته، وقد ظهرت عدد من المجالات والمقالات في نفس العام عن التحليل المكاني والسلاسل الزمنية المكانية: [15,3].

هنالك بعض الظواهر الطبيعية المعقدة وغير المتجانسة، مثل الطب والهندسة والتمويل وما الى ذلك، والتي لا يمكن تمثيلها بتوزيع واحد ولكن يجب دمج توزيعين كتوزيع بواسون وتوزيع كاما للحصول على توزيع مرن كتوزيع ثنائي الحد السالب، وهو احد التوزيعات المتقطعة المهمة فهو اساس النماذج الاحصائية لبيانات العد count data، ويعد هذا التوزيع مناسب للبيانات ذات الخصائص المفرطة التشتت overdispersion.

## 2. هدف البحث:

يهدف البحث الى تقدير نموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني باستعمال طريقة الامكان الاعظم، وبالأعتماد على مصفوفة الاوزان المكانية (المسافة لمانهاتن) للحصول على نموذج كفاء لتقدير عدد الحوادث المرورية في المحافظات العراقية.

## 3. انموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني

يتم دراسة انموذج الانحدار المكاني لتوضيح مدى تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع مع وجود تأثيرات مكانية للمواقع المتجاورة، حيث وضع باحثوا القياس عدد من النماذج المكانية التي تهتم بعمليات التحليل المكاني وتطبيقها على العديد من الاستعمالات، والتعامل مع الاعتمادية المكانية. [8]

$$(y_i | \mu, \alpha) \sim NB(\mu^{SAR}, \alpha) \quad (1)$$

$$\log \mu^{SAR} = \lambda w \log \mu^{SAR} + x\beta \quad (2)$$

$$\log \mu^{SAR} = (I - \lambda w)^{-1} x\beta \quad (3)$$

$$\mu^{SAR} = \exp((I - \lambda w)^{-1} x\beta) \quad (4)$$

عليه فإن:  $\mu^{SAR}$  الوسط الحسابي للـ  $y$  بوجود مصفوفة التجاور المكاني،  $w$  هي مصفوفة التجاور المكاني ذات البعد  $(n \times n)$ ،  $\lambda$  هي معلمة الارتباط المكاني،  $x$  هي مصفوفة المتغيرات،  $\beta$  هي متجه المعلمات.

#### 4. مصفوفة التجاور الثنائية: (Binary Contiguity Matrix)

يسمح توفير البيانات ببناء مصفوفة الوزن المكاني بناءً على القرب، إذ نفرض ان  $n$  تشير الى عدد الوحدات المكانيّة، وستتم الإشارة بالرمز  $W$  لمصفوفة الوزن المكاني ذات البعد  $n \times n$ ، وهي مصفوفة موجبة، مربعة، متماثلة وغير عشوائية، وكل عنصر في داخل المصفوفة يرمز له بالرمز  $W_{ij}$  في الموقع  $i, j$ ، ويتم تحديد قيمة لكل زوج في المواقع المجاورة أو غير المجاورة بواسطة بعض القواعد المحددة مسبقاً التي تحدد العلاقة المكانيّة بين الموقع، والصيغة العامة لمصفوفة الاوزان المكانيّة على النحو الآتي: [11,2,4,10]

$$W = \begin{bmatrix} W_{11} & \dots & W_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & \dots & W_{nn} \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } i \text{ neighbour } j \\ 0 & \text{o.w} \end{cases} \quad (6)$$

ومن خلال الصيغة (6) يتم تحديد قيم كل عنصر لمصفوفة الاوزان المكانيّة، حيث اذا كانت المواقع  $j, i$  متجاورتان فان قيمة  $W_{ij}=1$  واذا كانت غير متجاورتان فان قيمة  $W_{ij}=0$  وتكون عناصر القطر الرئيسي لمصفوفة الاوزان تساوي الصفر لان المناطق لا تجاور نفسها. [1, 13]

#### 1.4.1 مصفوفة الأوزان المعتمدة على المسافة Weights Based on Distance

يتم التعبير عن الاوزان المتعلقة بالمسافة كدالة للمسافة بين الخليتين  $j, i$ ، حيث يتم التعبير عن هذه المسافة بالرمز  $d_{ij}$ ، محسوبة على انها المسافة بين المراكز المتوسطة، هنا نفترض ان  $x_i$  و  $x_j$  يمثلان خط الطول، والرمزان  $y_i$  و  $y_j$  يمثلان خط العرض، وهناك العديد من مقاييس المسافة وهي كالاتي: [5,4,6].

##### 1.1.4 مقياس مسافة مينكوفسكي Minkowsk Distance Metric

نستعمل في هذا المقياس النقطتين  $i$  و  $j$ ، مع احداثيات الموقع  $(x,y)$  لمناطق المراد دراستها والصيغة العامة لهذا المقياس هي:

$$d_{ij} = (|x_i - x_j|^p + |y_i - y_j|^p)^{1/p} \quad (7)$$

حيث ان:  $P$  يمثل درجة متعدد الحدود.

##### 2.1.4 مقياس مسافة منهاتن Manhattan Distance Metric

تحسب من خلال مقياس مسافة مينكوفسكي وباعتبار المجموعة  $P=1$  وتكون الصيغة كالاتي:

$$d_{ij} = |x_i - x_j| + |y_i - y_j| \quad (8)$$

#### 5. اختبار معامل موران Moran Coefficient Test

هو اداة لقياس الاعتماد المكاني في البيانات المدروسة ويرمز له بالرمز  $I$  ويكون مناظراً لاختبار ديربن واتسون (Durbin Watson) في بيانات السلاسل الزمنية، وتتراوح قيمته بين  $(+1, -1)$  حيث انه كلما اقتربت قيمة معامل موران من  $(+1)$  يكون نمط الانتشار للبيانات متقارب اما اذا اقتربت قيمة معامل موران من  $(-1)$  يكون نمط الانتشار للبيانات متباعد في حين اذا اقتربت القيمة من  $(0)$  يكون الانتشار عشوائي للبيانات، وصيغة معامل موران هي: [14,2,12]

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \quad (10)$$

أذ ان:  $S_0$  مجموع العناصر في المصفوفة  $W$ ،  $n$  حجم العينة،  $W$  مصفوفة اوزان التجاورات ذو الابعاد  $n \times n$ . ان التوزيع التقاربي الخاص بأحصاء موران تم التوصل اليه من قبل الباحثان Cliff و Ord عام (1972) ويتوافق مع التوزيع الطبيعي القياسي والصيغة الخاصة لاختبار موران  $(Z)$  هي كالاتي [10]:

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \quad (11)$$

ويمكن ايجاد توقع وتباين وتفرطح احصاء موران كما يأتي:

$$E(I) = \frac{1}{(n-1)'} \quad (12)$$

$$V(I) = \frac{\left\{ \begin{array}{l} n[(n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2] \\ -K[n(n-1)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2] \end{array} \right\}}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} - E(I)^2 \quad (13)$$

أذ ان:

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad (14)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^n \left( \sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2 \quad (15)$$

$$K = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^4}{\left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]^2} \quad (16)$$

أذ ان:  $K$  هو التفرطح لاحصاءة موران. ولاختبار وجود الاعتماد المكاني من عدم وجوده نستخدم الفرضية الآتية: $H_0: \lambda = 0$  لا يوجد اعتماد مكاني $H_1: \lambda \neq 0$  يوجد اعتماد مكاني

ومن خلال الصيغة (2) اذا كانت قيمة  $Z$  المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية لـ  $Z$  وبمستوى دلالة معين، نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة يعني يوجد اعتماد مكاني واذا كانت قيمة  $Z$  المحسوبة اصغر من قيمة  $Z$  الجدولية فنقبل فرضية العدم ونرفض البديلة وهذا يدل على انه لا يوجد اعتماد مكاني بين مفردات الظاهرة المدروسة.

## 6. طريقة الامكان الاعظم لتقدير نموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني

### The Maximum Likelihood Method to Estimate the Spatial Negative Binomial Regression Model

تعتبر مقدرات الامكان الاعظم ثابتة وذات كفاءة عالية وتتسم بخاصية الاتساق، اي ان عملية التقدير تتم عن طريق جعل مقدرات دالة الامكان الاعظم للمتغيرات العشوائية اكبر ما يمكن. [7,9]

$$f(y_i | \mu_i, \alpha) = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left( \frac{\alpha^{-1}}{\mu_i^{\text{SAR}} + \alpha^{-1}} \right)^{\alpha^{-1}} \left( \frac{\mu_i^{\text{SAR}}}{\mu_i^{\text{SAR}} + \alpha^{-1}} \right)^{y_i} \quad (17)$$

أذ ان  $\alpha \geq 0, i = 1, 2, \dots, n$ 

وان دالة الامكان الاعظم لهذا النموذج هي كالتالي:

$$L(\alpha, \beta) = \prod_{i=1}^n \left[ \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left( \frac{\alpha^{-1}}{\mu_i^{\text{SAR}} + \alpha^{-1}} \right)^{\alpha^{-1}} \left( \frac{\mu_i^{\text{SAR}}}{\mu_i^{\text{SAR}} + \alpha^{-1}} \right)^{y_i} \right] \quad (18)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي للمعادلة (18) ينتج لدينا المعادلة الآتية:

$$\ln L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \left\{ \left( \sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \alpha^{-1}) \right) - \ln(y_i!) - (y_i + \alpha^{-1}) \ln(1 + \alpha \mu_i^{\text{SAR}}) + y_i \ln \alpha + y_i \ln \mu_i^{\text{SAR}} \right\} \quad (19)$$

أذ ان:

$$\ln \left( \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})} \right) = \sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \alpha^{-1}) \quad (20)$$

$$\Gamma(y_i + 1) = y_i! \quad (21)$$

وبما ان:

$$\mu_i^{\text{SAR}} = \exp[(1 - \lambda w)^{-1} x \beta] \quad (22)$$

أذ ان:  $w$  هي مصفوفة التجاور المكانية ذات البعد  $(n \times n)$ ،  $\lambda$  هي معلمة الارتباط المكانية،  $X$  هي مصفوفة المتغيرات،  $\beta$  هي متجه المعلمات.

$$\text{وبافتراض } A^{-1} = (I - \lambda w)^{-1} \text{ تصبح المعادلة كالآتي:} \quad (23)$$

$$\mu_i^{SAR} = \exp(A^{-1}x\beta)$$

وللحصول على مقدرات الامكان الاعظم لأنموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني، يمكن اعتماد طرائق التقدير العددية كطريقة نيوتن - رافسن، وعليه يجب ايجاد المشتقة الاولى والثانية لمعلمات الانموذج. وبتعويض  $\mu_i^{SAR}$  في المعادلة (19) والاشتقاق بالنسبة الى  $(\lambda)$  تنتج المعادلة الآتية:

$$\frac{\partial \text{Ln } L}{\partial \lambda} = \sum_{i=1}^n \left\{ -(y_i + \alpha^{-1}) \frac{\beta x w \exp((I - \lambda w)^{-1} x \beta)}{\alpha (I - \lambda w)^2 \left( \frac{\exp((I - \lambda w)^{-1} x \beta)}{\alpha} + 1 \right)} + \frac{\beta x w y}{(I - \lambda w)^2} \right\} = 0 \quad (24)$$

والاشتقاق بالنسبة الى  $(\beta, \alpha)$  تنتج المعادلات التالية:

$$\frac{\partial \text{Ln } L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n x_i \frac{(y_i - \mu_i^{SAR})}{1 + \alpha \mu_i^{SAR}} = 0 \quad (25)$$

$$\frac{\partial \text{Ln } L}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{1}{\alpha^2} \left( \text{Ln}(1 + \alpha \mu_i^{SAR}) + \frac{\alpha (y_i - \mu_i^{SAR})}{1 + \alpha \mu_i^{SAR}} \right) + \psi \left( y_i + \frac{1}{\alpha} \right) - \psi \left( \frac{1}{\alpha} \right) \right] = 0 \quad (26)$$

وبأخذ المشتقة الثانية لـ  $(\beta, \alpha)$

$$-\frac{\partial^2 \text{Ln } L}{\partial \beta \partial \beta} = \sum_{i=1}^n \frac{\mu_i^{SAR} (1 + \alpha y_i)}{(1 + \alpha \mu_i^{SAR})^2} X_i X_i' \quad (27)$$

$$\frac{\partial^2 \text{Ln } L}{\partial \beta \partial \alpha} = E \left[ - \sum_{i=1}^n \frac{\mu_i^{SAR} (y_i - \mu_i^{SAR}) X_{ij}}{(1 + \alpha \mu_i^{SAR})^2} \right] \quad (28)$$

$$\frac{\partial^2 \text{Ln } L}{\partial \alpha^2} = \sum_{i=1}^n \left[ - \frac{1}{\alpha^3} \left( \frac{\alpha (1 + 2\alpha \mu_i^{SAR}) (y_i - \mu_i^{SAR}) - \alpha \mu_i^{SAR} (1 + \alpha \mu_i^{SAR})}{(1 + \mu_i^{SAR})^2} \right) + 2 \text{Ln}(1 + \alpha \mu_i^{SAR}) + \psi \left( y_i + \frac{1}{\alpha} \right) - \psi \left( \frac{1}{\alpha} \right) \right] \quad (29)$$

أذ ان  $\psi$  هي مشتقة دالة كاما اللوغارتمية

## 7. الجانب التطبيقي:

تم الحصول على بيانات الطقس من الهيئة العامة للأنواء الجوية اما بيانات عدد حوادث المرور من وزارة التخطيط / الجهاز المركزي للإحصاء ، حيث يمثل المتغير المعتمد عدد حوادث المرور التي حدثت في 14 محافظة من المحافظات العراقية خلال عام 2022 ، اما المتغيرات التفسيرية فتتمثل حالة الطقس و المتمثلة ب (درجة الحرارة والأمطار والغياب ) و الجدول الآتي يوضح بيانات البحث

جدول (1): عدد الحوادث المرورية وبعض العوامل المؤثرة

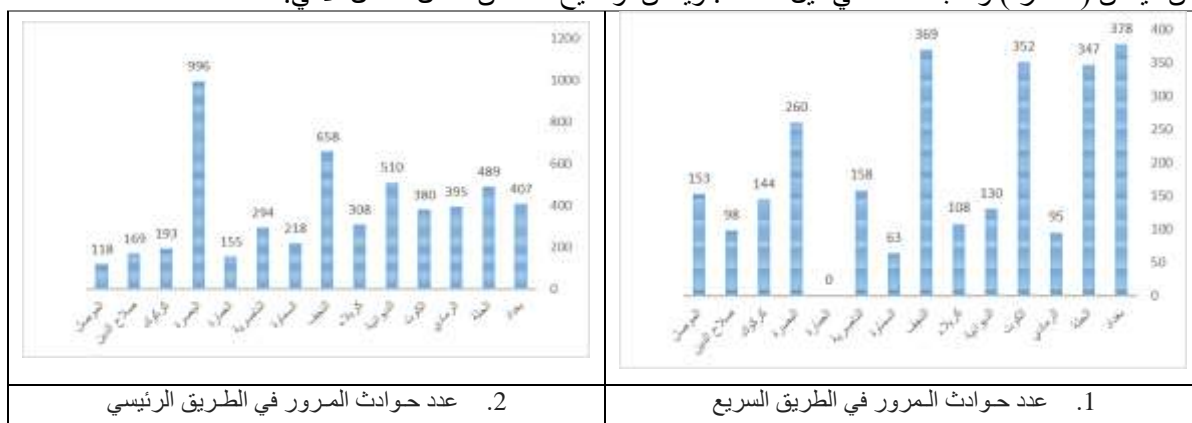
المحافظة	صنف الطريق	عدد الحوادث y	درجات الحرارة 1X	الامطار 2X	الغياب 3X	المحافظة	صنف الطريق	عدد الحوادث y	درجات الحرارة 1X	الامطار 2X	الغياب 3X
بغداد	سريع	378	24.47	8.93	20.58	السماوة	سريع	378	24.47	8.93	20.58
	رئيسي	407	24.47	8.93	20.58		رئيسي	407	24.47	8.93	20.58
	فرعي	232	24.47	8.93	20.58		فرعي	232	24.47	8.93	20.58
	ريفى	36	24.47	8.93	20.58		ريفى	36	24.47	8.93	20.58
الحلة	سريع	347	26.11	5.26	9.41	الناصرية	سريع	347	26.11	5.26	9.41
	رئيسي	489	26.11	5.26	9.41		رئيسي	489	26.11	5.26	9.41
	فرعي	95	26.11	5.26	9.41		فرعي	95	26.11	5.26	9.41
	ريفى	42	26.11	5.25	9.41		ريفى	42	26.11	5.25	9.41
الرمادي	سريع	95	24.35	1.45	4.91	العمارة	سريع	95	24.35	1.45	4.91
	رئيسي	395	24.35	1.45	4.91		رئيسي	395	24.35	1.45	4.91
	فرعي	32	24.35	1.45	4.91		فرعي	32	24.35	1.45	4.91
	ريفى	13	24.35	1.45	4.91		ريفى	13	24.35	1.45	4.91
الكوت	سريع	352	25.74	9.67	13.08	البصرة	سريع	352	25.74	9.67	13.08

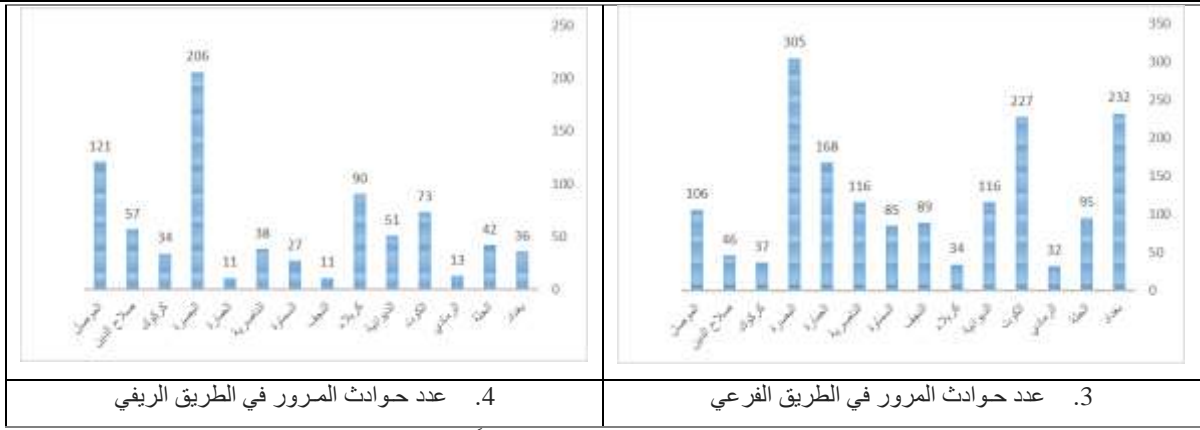
المحافظة	الطريق	السرعة	العدد	السرعة	العدد	السرعة	العدد
الديوانية	رئيسي	25.74	380	13.08	9.67	25.74	380
	فرعي	25.74	227	13.08	9.67	25.74	227
	ريفي	25.74	73	13.08	9.67	25.74	73
	سريع	26.24	130	0.33	4.84	26.24	130
	رئيسي	26.24	510	0.33	4.84	26.24	510
	فرعي	26.24	116	0.33	4.84	26.24	116
كربلاء	ريفي	24.44	51	6.83	2.99	24.44	51
	سريع	24.44	108	6.83	2.99	24.44	108
	رئيسي	24.44	308	6.83	2.99	24.44	308
	فرعي	24.44	34	6.83	2.99	24.44	34
النجف	ريفي	24.44	90	6.83	2.99	24.44	90
	سريع	26.48	369	8	3.6	26.48	369
	رئيسي	26.48	658	8	3.6	26.48	658
	فرعي	26.48	89	8	3.6	26.48	89
موصل	ريفي	26.48	11	8	3.6	26.48	11
	سريع	26.48	369	8	3.6	26.48	369
	رئيسي	26.48	658	8	3.6	26.48	658
	فرعي	26.48	89	8	3.6	26.48	89
كركوك	ريفي	24.44	51	6.83	2.99	24.44	51
	سريع	24.44	108	6.83	2.99	24.44	108
	رئيسي	24.44	308	6.83	2.99	24.44	308
	فرعي	24.44	34	6.83	2.99	24.44	34
صلاح الدين	ريفي	24.44	90	6.83	2.99	24.44	90
	سريع	24.44	108	6.83	2.99	24.44	108
	رئيسي	24.44	308	6.83	2.99	24.44	308
	فرعي	24.44	34	6.83	2.99	24.44	34
بغداد	ريفي	24.44	90	6.83	2.99	24.44	90
	سريع	26.48	369	8	3.6	26.48	369
	رئيسي	26.48	658	8	3.6	26.48	658
	فرعي	26.48	89	8	3.6	26.48	89

ويمكن تلخيص عدد الحوادث في كل محافظة طبقاً لنوع الطريق وكما في الجدول الآتي :  
جدول (2): عدد الحوادث المرورية على وفق المحافظة وصنف الطريق

المحافظة	صنف الطريق	سريع	رئيسي	فرعي	ريفي	المجموع
بغداد	378	407	232	36	1053	
الحلة	347	489	95	42	973	
الرمادي	95	395	32	13	535	
الكويت	352	380	227	73	1032	
الديوانية	130	510	116	51	807	
كربلاء	108	308	34	90	540	
النجف	369	658	89	11	1127	
الساموة	63	218	85	27	393	
الناصرية	158	294	116	38	606	
العمارة	0	155	168	11	334	
البصرة	260	996	305	206	1767	
كركوك	144	193	37	34	408	
صلاح الدين	98	169	46	57	370	
الموصل	153	118	106	121	498	
المجموع	2655	5290	1688	810	10443	

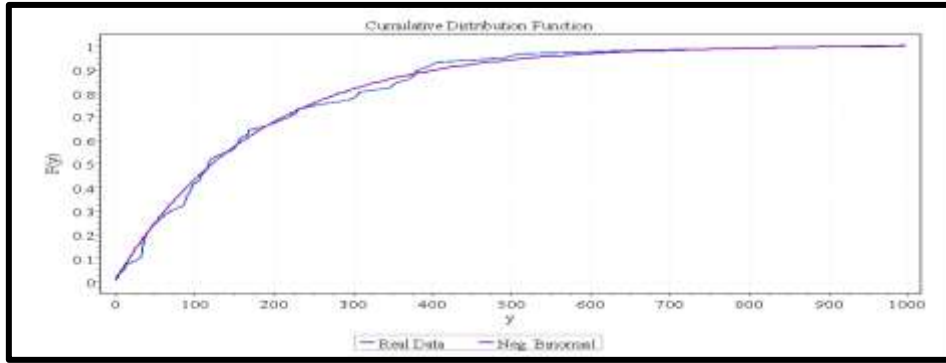
حيث نلاحظ أن أعلى محافظة بعدد الحوادث المرورية في الطريق السريع هي محافظة بغداد تليها الكوت، وأدنى محافظة هي ميسان (العمارة) حيث لم تسجل أية حوادث تذكر. كما نلاحظ أن أعلى محافظة بعدد الحوادث في الطريق الرئيسي هي البصرة وأدنى محافظة هي نينوى (الموصل). وبالنسبة لعدد الحوادث في الطريق الفرعي فكانت في الصدارة محافظة البصرة أيضاً ومحافظة الأنبار (الرمادي) سجلت أدنى عدد. وقد كانت محافظة البصرة المرتبة الأولى من حيث عدد حوادث المرور في الطريق الريفي وكل من ميسان (العمارة) والنجف أنت في ذيل القائمة. ويمكن توضيح ذلك من خلال الشكل الآتي:





شكل (1): عدد حوادث المرور وفقاً لسنف الطريق

يوضح الشكل (1) تفسير لجدول (2) لتذبذب قيم حوادث المرور تبعاً لسنف الطريق، والشكل الآتي يمثل شكل دالة التوزيع التراكمي لتوزيع ثنائي الحد السالب مقارنة مع التوزيع التراكمي للبيانات:



شكل (2): دالة التوزيع التراكمي لتوزيع ثنائي الحد السالب

### 1.7. اختبار موران للاعتماد المكاني

تم الحصول على نتائج اختبار موران للاعتماد المكاني لمصفوفة مناهاتن، وكانت النتائج كما يأتي:

جدول (3): نتائج اختبار موران

Moran I	Expected	Variance	Z-Statistic	P-Value
0.04071	-0.01818	0.00014	4.97901	<0.0001

تشير النتائج أن هناك اعتماد مكاني وذلك بالاستناد إلى قيمة P-Value، حيث أنها أقل من مستوى المعنوية 0.05.

### 2.7. تقدير الأنموذج

تم استعمال طريقة الإمكان الأعظم في تقدير معاملات أنموذج الانحدار ثنائي الحدين المكاني بالاعتماد على مصفوفة الأوزان مناهاتن لكونها أعطت نتائج مرضية جداً وكما يأتي:

جدول (4): تقديرات المعلمات

Parameters	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\alpha$	$\Lambda$
Estimates	-1.30267	0.14279	0.07049	0.05399	1.82126	0.01348

### 8. الاستنتاجات

1- بالاعتماد على نتائج معامل موران، تم التوصل إلى ان بيانات العد المتمثلة بعدد الحوادث المرورية في المحافظات العراقية تعاني من الاعتمادية المكانيّة.

2- نلاحظ ارتباط عدد الحوادث المرورية بعلاقة معنوية طردية مع المتغيرات التوضيحية، المعدل العام لدرجات الحرارة، ومعدل الامطار الساقطة، وكمية الغبار المتساقط.

### 9. التوصيات

1- دراسة عوامل أخرى تؤدي إلى وقوع الحوادث المرورية، مثل عدم الالتزام بقواعد السير، أو التعب والارهاق الذي يتعرض له السائق، وغيرها من العوامل الأخرى.

2- إقامة نوات وورش لتوعية السائقين بالالتزام بالقواعد المرورية لتجنب وقوع الحوادث.

## References

- [1] Akkar, A. A. (2021). Estimation the spatial Durban regression model for anemia patients sample in some region of Al-Karkh/Baghdad. *Journal of Administration and Economics*, (128), 275–293. <https://doi.org/10.31272/jae.i128.86>
- [2] Anselin, L., & Bera, A. K. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In D. E. A. Giles, *Handbook of Applied Economic Statistics* (pp. 237–290). Marcel Dekker.
- [3] Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. *Papers in Regional Science*, 89(1), 3–26. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2009.00263.x>
- [4] Anselin, L. (2022). Spatial econometrics. In S. J. Rey & R. S. Franklin (Eds.), *Handbook of spatial analysis in the social sciences* (pp. 101–122). Edward Elgar Publishing.
- [5] Apparicio, P., Abdelmajid, M., Riva, M., & Shearmur, R. (2008). Comparing alternative approaches to measuring the geographical accessibility of urban health services: Distance types and aggregation-error issues. *International Journal of Health Geographics*, 7, 1–14. <https://doi.org/10.1186/1476-072X-7-1>
- [6] Bjørnstad, O. N., & Falck, W. (2001). Nonparametric spatial covariance functions: estimation and testing. *Environmental and Ecological Statistics*, 8(1), 53–70. <https://doi.org/10.1023/A:1017551000673>
- [7] Buddhavarapu, P., Bansal, P., & Prozzi, J. A. (2021). A new spatial count data model with time-varying parameters. *Transportation Research Part B: Methodological*, 150, 566–586. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2021.06.014>
- [8] Glaser, S. (2017). A review of spatial econometric models for count data (Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences No. 19-2017). University of Hohenheim, Faculty of Business, Economics and Social Sciences.
- [9] Hilbe, J. M. (2011). *Negative binomial regression* (2nd Ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511843076>
- [10] Ibrahim, W. S., Majeed, G. H., & Hussain, W. J. (2021). Comparison and estimation of a Spatial Autoregressive (SAR) model for cancer in Baghdad Regions. *International Journal of Agricultural and Statistical Sciences*, 17(1), 1921–1927. <https://doi.org/10.35950/cbej.v28i114.5413>
- [11] Ibrahim, W. S., Hussein, W. J., & Anbar, J. A. (2022). Spatial Adjacency Matrices and Their Different Types. *Journal of Administration and Economics*, (132), 310–316.
- [12] Ibrahim, W. S., & Mousa, N. S. (2022). Estimation of the general spatial regression model (SAC) by the maximum likelihood method. *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, 13(1), 2947–2957.
- [13] Musa, N. S., & Ibrahim, W. S. (2022). Estimation of the Spatial Autoregressive Combined (SAC) Model Parameters by Maximum Likelihood (MLE) Method for the Queen Contiguity Matrix using Simulation. *Journal of the College of Basic Education*, 28(114), 344–353.
- [14] Saad, S. O. (2022). Comparison between Maximum Likelihood and Bayesian Methods in Estimating the Spatial Autoregressive Model with a Practical Application [Master's Thesis, Al-Mustansiriya University].
- [15] Toma, A. F. (2021). Selecting the Best Regression Model Estimator for the Negative Binomial Distribution with a Practical Application [Master's Thesis, University of Karbala].

## المصادر

- [1] احمد عبد علي عكار. (2021). تقدير نموذج انحدار ديربان المكاني لعينة مرضى فقر الدم في بعض مناطق الكرخ/بغداد. *مجلة الإدارة والاقتصاد*, (128)، 275-293. <https://doi.org/10.31272/jae.i128.86>
- [2] أنسلين، ل، وبيراء، أ. ك. (1998). الاعتماد المكاني في نماذج الانحدار الخطي مع مقدمة للاقتصاد القياسي المكاني. *كتب دراسية ودراسات إحصائية*، 155، 237-290.
- [3] أنسلين، ل. (2010). ثلاثون عامًا من الاقتصاد القياسي المكاني. *أوراق في العلوم الإقليمية*، 89(1)، 3-26. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2009.00263.x>
- [4] أنسلين، ل. (2022). الاقتصاد القياسي المكاني. في *دليل التحليل المكاني في العلوم الاجتماعية* (ص. 101-122). إلزيفير.
- [5] أباريشيو، ب، عبد المجيد، م، ريفا، م، وشيرمور، ر. (2008). مقارنة المناهج البديلة لقياس إمكانية الوصول الجغرافي للخدمات الصحية الحضرية: أنواع المسافات وقضايا خطأ التجميع. *المجلة الدولية للجغرافيا الصحية*، 7، 1-14. <https://doi.org/10.1186/1476-072X-7-1>
- [6] بيورنستاد، أ. ن، وفالك، و. (2001). دوال التغيرات المكاني غير البارامترية: التقدير والاختبار. *الإحصاء البيئي والبيئي*، 8، 53-70. <https://doi.org/10.1023/A:1017551000673>
- [7] بوذافارابو، ب، وبناسال، ب، وبروزي، ج. أ. (2021). نموذج جديد لبيانات العد المكاني مع معلمات متغيرة بمرور الوقت. *أبحاث النقل الجزء ب: المنهجية*، 150، 586-566. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2021.06.014>
- [8] جلاسر، س. (2017). مراجعة لنماذج الاقتصاد القياسي المكاني لبيانات العد (أوراق مناقشة هوهنهيم في الأعمال والاقتصاد والعلوم الاجتماعية رقم 19-2017). جامعة هوهنهيم.
- [9] هيلبي، ج. م. (2011). انحدار ذي الحدين السالب (Negative Binomial Regression). مطبعة جامعة كامبريدج. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511843076>
- [10] إبراهيم، و. س، و مجيد، غ، ح، و حسين، و. ج. (2021). مقارنة وتقدير نموذج الانحدار الذاتي المكاني (SAR) للسرطان في مناطق بغداد. *المجلة الدولية لعلوم الإحصاء الزراعي*، 17(1)، 1927-1921.
- [11] وضاح صبري إبراهيم، وفاء جعفر حسين، & جنان عبد الله عنبر. (2022). مصفوفات التجاور المكاني وانواعها المختلفة. *مجلة الإدارة والاقتصاد*، (132)، 316-310.
- [12] إبراهيم، و. س، و موسى، ن. س. (2022). تقدير نموذج الانحدار المكاني العام (SAC) بطريقة الاحتمالية القصوى. *المجلة الدولية للتحليل غير الخطي والتطبيقات*، 13(1)، 2957-2947.

- [13] نوره سنشول موسى، & وضاح صبري ابراهيم. (2022). تقدير معالم أنموذج الانحدار المكاني العام (SAC) بطريقة الامكان الاعظم (MLE) لمصفوفة التجاورات Queen باستعمال المحاكاة. *Journal of the College of Basic Education*, 28(114), 353-344. <https://doi.org/10.35950/cbej.v28i114.5413>
- [14] سعد، سارة اسامة. (2022). مقارنة بين طريقتي الامكان الاعظم والبيزية في تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني مع تطبيق عملي [رسالة ماجستير غير منشورة]. كلية الادارة والاقتصاد، الجامعة المستنصرية.
- [15] طعمه، عدنان فاضل. (2021). اختيار افضل تقدير انموذج انحدار لتوزيع ذي الحدين السالب مع تطبيق عملي [رسالة ماجستير غير منشورة]. كلية الادارة والاقتصاد، جامعة كربلاء.

<https://doi.org/10.31272/jae.i146.1317>

<https://admics.uomustansiriyah.edu.iq>

P-ISSN: 1813-6729 E-ISSN: 2707-1359

JAE

## Using the Manhattan Distance Matrix to Estimate a Spatial Negative Binomial Regression Model

**Basma Muhammad Lafta Mariyoush**

Dept. of Statistics, College Administration and Economics, Mustansiriyah University, Baghdad, Iraq.

Email: [basma.mohammed@uomustansiriyah.edu.iq](mailto:basma.mohammed@uomustansiriyah.edu.iq), ORCID: <https://orcid.org/0000-0000-0000-0000>

**Aseel Abdul Razzak Rasheed**

Dept. of Statistics, College Administration and Economics, Mustansiriyah University, Baghdad, Iraq.

Email: [aseelstat@uomustansiriyah.edu.iq](mailto:aseelstat@uomustansiriyah.edu.iq), ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2702-1843>

### Article Information

#### Article History:

Received: 09 / 10 / 2024

Revised: 25 / 10 / 2024

Accepted: 07 / 11 / 2024

Available Online: 01 / 12 / 2024

Pages no: 33 – 41

#### Keywords:

Negative binomial regression model, Maximum possibility function, Moran's coefficient, Manhattan distance matrix.

#### Correspondence:

Researcher name:

Aseel Abdul Razzak Rasheed

Email:

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

### Abstract

*A spatial negative binomial regression model was applied to analyse the number of traffic accidents in the Iraqi governorates according to the different types of roads. In light of changes in the weather conditions for the year 2022, the maximum likelihood method was used to estimate the model and the weight matrix based on the distance to Manhattan, and it was reached. There is a direct relationship between the number of traffic accidents and the weather conditions, including temperatures, the amount of rain falling, and the amount of dust in the air.*