



مجلة الإدارة والاقتصاد Journal of Administration & Economics

**Mustansiriyah
University**

**College of
Administration &
Economics**

P-ISSN: 1813 - 6729

E-ISSN: 2707-1359

استعمال مصفوفة المسافة لمانهاتن في تقدير انحدار ثنائي الحد السالب المكاني

بسمه محمد لفته مريوش

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

Email: basimah.mohammed@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID ID: <https://orcid.org/>

اسيل عبد الرزاق رشيد

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

Email: aseelstat@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-2702-1843>

معلومات البحث

تواريخ البحث:

تاريخ تقديم البحث: 2023 / 10 / 9

تاريخ قبول البحث: 2024 / 11 / 7

عدد صفحات البحث: 33 - 40

المستخلص

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 وبلا اعتماد 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

1. المقدمة

لقد وجدت النماذج المكانية تطبيقاً واسعاً في الاقتصاد القياسي خلال الثلاثين الى الاربعين عاماً الماضية فيما يتعلق بتحليل بيانات العد فأن التطبيق الأكثر استخداماً هو نمذجة عدم التجانس المكاني، وقد نشر بايلنك وكلاس (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: [4,8] 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 انموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني باستعمال طريقة الامكان الاعظم، وبالأعتماد على مصفوفة الاوزان المكانية (المسافة لمانهاتن) للحصول على انموذج كفوء لتقدير عدد الحوادث المرورية في المحافظات العراقية.

3. نموذج انحدار ثنائي الحد السالب المكاني

يتم دراسة نموذج 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. [12]

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

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

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

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

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

4. مصفوفة التجاور الثنائية: (Binary Contiguity Matrix)

يسمح توفير البيانات ببناء مصفوفة الوزن المكاني بناءً على القرب، إذ نفرض أن n تشير إلى عدد الوحدات المكانية، 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 المكانية بين الموقع، والصيغة العامة لمصفوفة الاوزان المكانية على النحو الآتي: [2,7,9,14]

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

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

ومن خلال الصيغة (6) يتم تحديد قيم كل عنصر لمصفوفة الاوزان المكانية، حيث إذا كانت المواقع i, j متجاورتان فإن قيمة $W_{ij}=1$ وإذا كانت غير متجاورتان فإن قيمة $W_{ij}=0$ وتكون عناصر القطر الرئيسي لمصفوفة الاوزان تساوي الصفر لأن المناطق لا تجاور نفسها. [1,5]

1.1.4. مصفوفة الاوزان المعتمدة على المسافة Weights Based on Distance

يتم التعبير عن الاوزان المتعلقة بالمسافة كدالة للمسافة بين الخليتين i, j ، 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: [6,9,10]

1.1.4. قياس 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. قياس مسافة منهاتن Manhattan Distance Metric

تحتسب من خلال قياس 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: [3,7,15]

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

حيث ان: $i=1,2,\dots,n$ و $j=1,2,\dots,n$

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

حيث ان: S_0 مجموع العناصر في المصفوفة W ، n حجم العينة، W مصفوفة اوزان التجاورات ذو الابعاد $n \times n$.
ان التوزيع التقاربي الخاص بأحصاءة موران تم التوصل اليه من قبل الباحثان Cliff و Ord عام (1972) ويتوافق مع التوزيع الطبيعي القياسي والصيغة الخاصة لاختبار موران (Z) هي كالآتي [14]:

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

ويمكن ايجاد توقع وتباين وتفرطح احصاءة موران كما يأتي:

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

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

حيث ان:

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

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

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

حيث 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. [11,13]

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

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

وان دالة الامكان الاعظم لهذا النموذج هي كالتالي:

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

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

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

حيث 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:

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

حيث ان: w هي مصفوفة التجاور المكانية ذات البعد $(n \times n)$ ، λ هي معلمة الارتباط المكانية، x هي مصفوفة المتغيرات، β هي متجه المعلمات.

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

$$\mu_i^{\text{SAR}} = \exp(A^{-1} x \beta) \quad (23)$$

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 لمعاملات الانموذج.

وبتعويض μ_i^{SAR} في المعادلة (19) والاشتقاق بالنسبة الى (λ) تنتج المعادلة الآتية:

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

والاشتقاق بالنسبة الى (β, α) تنتج المعادلات التالية:

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

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

وبأخذ المشتقة الثانية للـ (β, α)

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

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

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

حيث ان ψ 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 فتمثل 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	السماعة	سريع	63	26.55	3.89	6.81
	رئيسي	407	24.47	8.93	20.58		رئيسي	218	26.55	3.89	6.81
	فرعي	232	24.47	8.93	20.58		فرعي	85	26.55	3.89	6.81
	ريفي	36	24.47	8.93	20.58		ريفي	27	26.55	3.89	6.81
الحلة	سريع	347	26.11	5.26	9.41	الناصرية	سريع	158	27.56	6.64	12
	رئيسي	489	26.11	5.26	9.41		رئيسي	294	27.56	6.64	12
	فرعي	95	26.11	5.26	9.41		فرعي	116	27.56	6.64	12
	ريفي	42	26.11	5.25	9.41		ريفي	38	27.56	6.64	12
الرمادي	سريع	95	24.35	1.45	4.91	العمارة	سريع	0	27.24	8.69	11
	رئيسي	395	24.35	1.45	4.91		رئيسي	155	27.24	8.69	11
	فرعي	32	24.35	1.45	4.91		فرعي	168	27.24	8.69	11
	ريفي	13	24.35	1.45	4.91		ريفي	11	27.24	8.69	11
الكويت	سريع	352	25.74	9.67	13.08	البصرة	سريع	260	27.98	10.46	5
	رئيسي	380	25.74	9.67	13.08		رئيسي	996	27.98	10.46	5
	فرعي	227	25.74	9.67	13.08		فرعي	305	27.98	10.46	5
	ريفي	73	25.74	9.67	13.08		ريفي	206	27.98	10.46	5
الديوانية	سريع	130	26.24	4.84	0.33	كركوك	سريع	144	24.31	16.6	5
	رئيسي	510	26.24	4.84	0.33		رئيسي	193	24.31	16.6	5
	فرعي	116	26.24	4.84	0.33		فرعي	37	24.31	16.6	5
	ريفي	51	26.24	4.84	0.33		ريفي	34	24.31	16.6	5
كربلاء	سريع	108	24.44	2.99	6.83	صلاح الدين	سريع	98	24.31	16.6	5
	رئيسي	308	24.44	2.99	6.83		رئيسي	169	24.31	16.6	5
	فرعي	34	24.44	2.99	6.83		فرعي	46	24.31	16.6	5
	ريفي	90	24.44	2.99	6.83		ريفي	57	24.31	16.6	5
النجف	سريع	369	26.48	3.6	8	موصل	سريع	153	22.1	16.73	13
	رئيسي	658	26.48	3.6	8		رئيسي	118	22.1	16.73	13
	فرعي	89	26.48	3.6	8		فرعي	106	22.1	16.73	13
	ريفي	11	26.48	3.6	8		ريفي	121	22.1	16.73	13

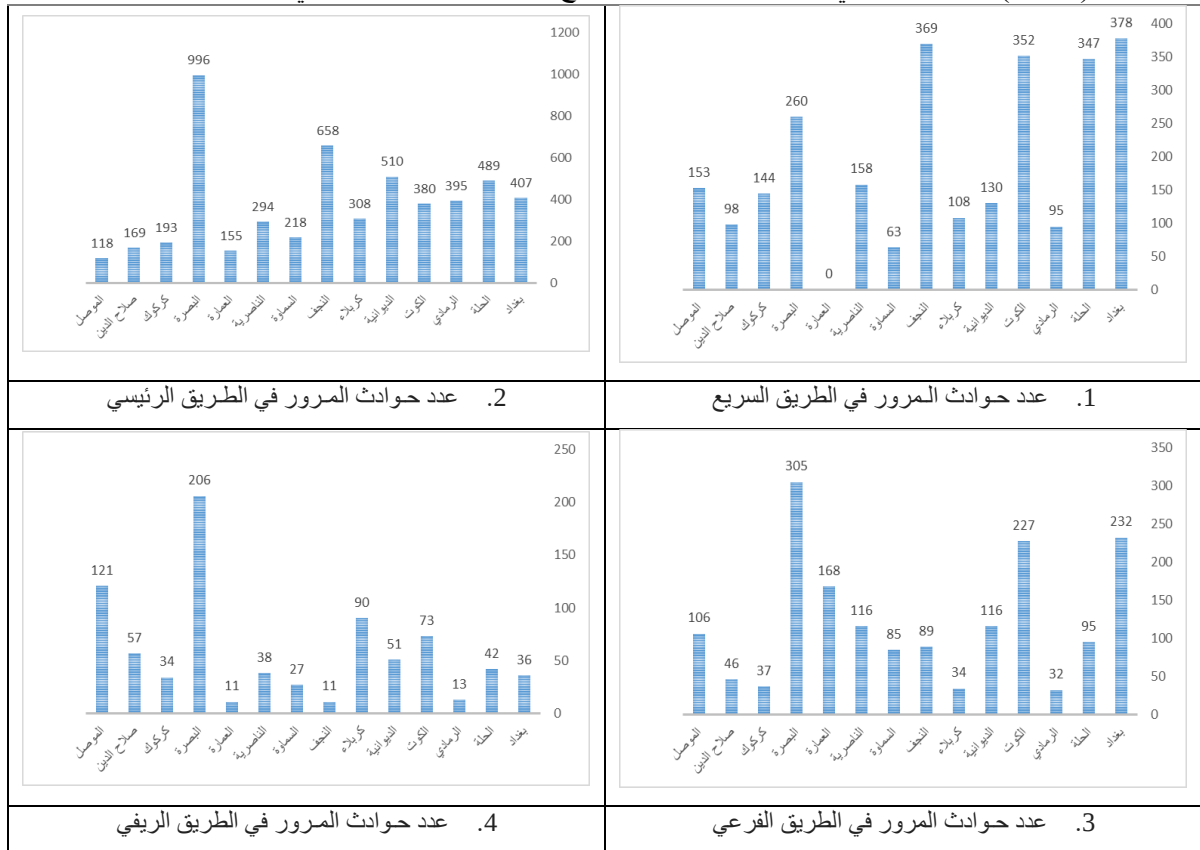
ويمكن تلخيص عدد الحوادث في كل محافظة طبقاً لنوع الطريق وكما في الجدول الآتي :

جدول (2): عدد الحوادث المرورية على وفق المحافظة وصنف الطريق

صنف الطريق	سريع	رئيسي	فرعي	ريفي	المجموع
المحافظة					
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
السماعة	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

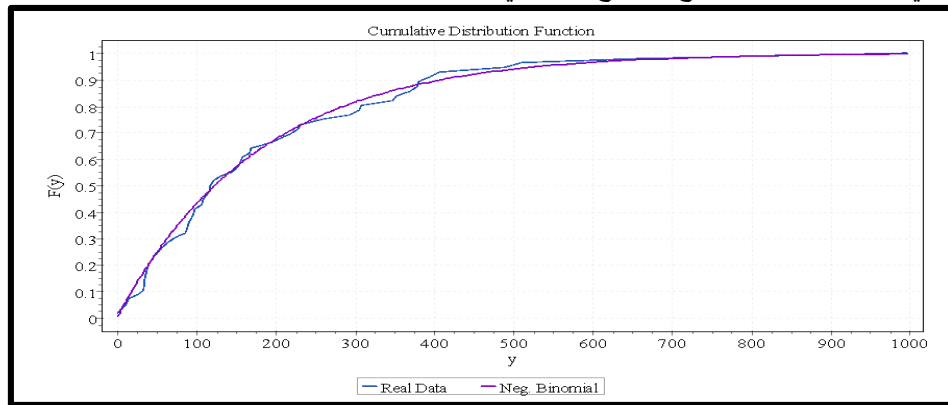
حيث نلاحظ أن أعلى محافظة بعدد الحوادث المرورية في الطريق السريع هي محافظة بغداد تليها الكويت، وأدنى محافظة هي ميسان (العمارة) حيث لم تسجل أية حوادث تذكر. كما نلاحظ أن أعلى محافظة بعدد الحوادث في الطريق الرئيس هي البصرة وأدنى محافظة هي نينوى (الموصل). وبالنسبة لعدد الحوادث في الطريق الفرعي فكانت في الصدارة محافظة البصرة أيضاً ومحافظة

الأنبار (الرمادي) سجلت أدنى عدد. وقد كانت محافظة البصرة المرتبة الاولى من حيث عدد حوادث المرور في الطريق الريفي وكل من ميسان (العمارة) والنجف أتت في ذيل القائمة. ويمكن توضيح ذلك من خلال الشكل الآتي:



شكل (1): عدد حوادث المرور وفقاً لصنف الطريق

يوضح الشكل (1) تفسير لجدول (2) لتذبذب قيم حوادث المرور تبعاً لصنف 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.

2.2. تقدير النموذج

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

جدول (4): تقديرات المعلمات

Parameters	β_0	β_1	β_2	β_3	α	Λ
Estimates	-1.30267	0.14279	0.07049	0.05399	1.82126	0.01348

8. الاستنتاجات

- 1- بالاعتماد على نتائج معامل موران، تم التوصل الى ان بيانات العد المتمثلة بعدد الحوادث المرورية في المحافظات العراقية تعاني من الاعتمادية المكانية.
- 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 اخرى تؤدي الى وقوع الحوادث المرورية، مثل عدم الالتزام بقواعد السير، او التعب والارهاق الذي يتعرض له السائق، وغيرها من العوامل الاخرى.
- 2- اقامة ندوات وورش لتوعية السائقين بالالتزام بالقواعد المرورية لتجنب وقوع الحوادث.

المصادر:

- [1] احمد عبد علي عكار. (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.
- [2] أ. م. د. وضاح صبري ابراهيم، م. د. وفاء جعفر حسين & م. د. جنان عبد الله عنبر. (2022). مصفوفات التجاور المكاني وانواعها المختلفة. Journal of Administration and Economics, (132), 310-316.
- [3] سعد، سارة اسامة، (2022) " مقارنة بين طريقتي الامكان الاعظم والبيزية في تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني مع تطبيق عملي" رسالة ماجستير، كلية الادارة والاقتصاد، الجامعة المستنصرية.
- [4] طعمه، عدنان فاضل، (2021) "اختيار افضل تقدير انموذج انحدار لتوزيع ذي الحدين السالب مع تطبيق عملي" رسالة ماجستير، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة كربلاء.
- [5] نورس شنشول موسى & أ. م. د. 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), 344-353.
- [6] 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.
- [7] Anselin, L., & Bera, A. K. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. Statistics textbooks and monographs, 155, 237-290
- [8] Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. Papers in regional science, 89(1), 3-26.
- [9] Anselin, L. (2022). Spatial econometrics. Handbook of spatial analysis in the social sciences, 101-122
- [10] Bjørnstad, O. N., & Falck, W. (2001). Nonparametric spatial covariance functions: estimation and testing. Environmental and Ecological Statistics, 8, 53-70
- [11] 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.
- [12] Glaser, S. (2017). A review of spatial econometric models for count data (Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences No. 19-2017).
- [13] Hilbe, J. M. (2011). Negative binomial regression. Cambridge University Press.
- [14] Ibrahim, W. S., Majeed, G. H., & Hussain, W. J. (2021). Comparison and estimation of a Spatial Autoregressive (SAR) model for cancer in Baghdad Regions. Int. J. Agricult. Stat. Sci. Vol, 17(1), 1921-1927.
- [15] 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.

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

Available online at: <https://admics.uomustansiriyah.edu.iq/index.php/admeeco>



**Journal of Administration
& Economics**

**Mustansiriya
University**

**College of
Administration &
Economics**

P-ISSN: 1813 - 6729

E- ISSN: 2707-1359

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

Basma Muhammad Lafta Mariyoush

Dep. of Statistics, College Administration and Economics, Mustansiriya University, Baghdad. Iraq

Email: basma.mohammed@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID ID: \ <https://orcid.org/>

Aseel Abdul Razzak Rasheed

Dep. of Statistics, College Administration and Economics, Mustansiriya University, Baghdad. Iraq

Email: aseelstat@uomustansiriyah.edu.iq, ORCID ID: \ <https://orcid.org/0000-0002-2702-1843>

Article Information

Article History:

Received: 9 / 10 / 2024

Accepted: 7 / 11 / 2024

Available Online: 1 / 12 / 2024

Page no : 33 – 40

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

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.