تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني(SAR) باستعمال طريقة بيز لبيان اثر التجاورات المكانية على مرض السرطان في العراق

الباحثة ساره اسامة سعد
الجامعة المستنصرية /كلية الادراة والاقتصاد

أ.م.د هيفاء طه عبد
الجامعة المستنصرية /كلية الادراة والاقتصاد

تاريخ استلام البحث: 2022/04/12

تاريخ قبول البحوث: 2022/05/02

نشر البحث في العدد عشرون: ايلول / سبتمبر 2023

رمز التصنيف ديوي / النسخة الالكترونية (Online): 2522-64X/515.7

رمز التصنيف ديوي / النسخة الورقية (Print): 2519-948X/515.7

تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني(SAR) باستعمال طريقة بيز لبيان اثر التجاورات المكانية على مرض السرطان في العراق

الباحثة ساره اسامة سعد **أ.م.د هيفاء طه عبد**
الجامعة المستنصرية /كلية الادراة والاقتصاد **الجامعة المستنصرية /كلية الادراة والاقتصاد**

المستخلص:

لقد جذب تحليل البيانات المكانية في الاونة الاخير اهتمام الباحثيين الاحصائيين وخاصة لان اهمال البعد المكاني في التحليل يؤثر على النتائج ويؤدي الى ضياع معلومات مهمة، ولذلك تم اللجوء الى نماذج الانحدار المكانية التي يمكن من خلالها دراسة مدى تاثر المتغير المعتمد بالمتغيرات التوضيحية في ضل وجود الاعتماد المكاني لمفردات الظاهرة المدروسة، ولقد تم استعمال طريقة بيز المعلمية في هذا البحث في تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني (SAR) في ضل وجود مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة التي تم بناءها بلاعتماد على معيار روك Rock للتجاور ومصفوفة الاوزان المكانية المقترحة التي تجمع ما بين معيار روك للتجاور وعلى المسافة الاقليدية في بناءها، وبالاعتماد على بيانات مرضى السرطان المتمثلة بعدد مرضى السرطان في كل محافظة من محافظات العراق كمتغير معتمد اما المتغيرات التوضيحية فقد تمثلت بمعدل العمر ومعدل حجم الورم لمرضى السرطان وعدد المناطق الملوثه باليوارنيوم في المحافظة،وقد تم من خلال استعمال معيار موران الكشف عن وجود الاعتماد المكاني لبيانات مرضى السرطان مما يدل على ان الموقع الجغراقي له تاثير على الاصابة بمرض السرطان، ومن خلال نتائج التقدير نلاحظ ان قيم المتغير المعتمد التقديرية في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة تكون اقرب للقيم الحقيقية من قيم المتغير المعتمد التقديرية في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة ، وهذا ما اكده قيمة معيار MAPE الذي تم حسابة في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة اصغر من القيمة التي تم حسابها في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة.

الكلمات المفتاحية: انموذج الانحدار الذاتي المكاني، الاعتماد المكاني، معامل موران، طريقة بيز Bayes.

Estimate the Spatial Auto Regressive Model by using Bayesian Methods to show the impact of spatial juxtapositions on cancer in Iraq

Abstract:

Recently, spatial data analysis has attracted the attention of statistical researchers, especially because neglecting the spatial dimension in the analysis affects the results and leads to the loss of important information. Therefore, spatial regression models have been resorted to, through which it is possible to study the extent to which the dependent variable is affected by the explanatory variables in light of the presence of spatial dependence for the studied vocabulary, The Bayes method was used in this research to estimate the SAR model in the presence of the modified spatial weight matrix built on the Rock juxtaposition standard and Suggested weights matrix by the researcher that was built Depending on the Rock juxtaposition criterion and the Euclidean distance, and based on cancer patient data on the number of cancer patients in each governorate of Iraq as an approved variable, but the illustrative variables were the rate of age, the rate of tumor size of cancer patients and the number of areas contaminated with uranium in the governorate, Through the use of Moran's criterion, the presence of spatial dependence of cancer patients' data was revealed, which indicates that the geographical location has an impact on the incidence of cancer, Through the estimation results, we note that the estimated values of the dependent variable in light of the modified spatial weights matrix are closer to the real values than the estimated values of the dependent variable in light of the proposed spatial weights matrix, This was confirmed by the value of the MAPE standard, which was calculated within the modified spatial weights matrix is smaller than the value that was calculated under the proposed spatial weights matrix.

Key words: Spatial Auto Regressive Model, Spatial Depends, Moran Coefficient, Bayes method.

1- المبحث الاول : منهجية البحث

1-1 المقدمة

يمثل الاقتصاد القياسي المكاني أحد أهم الفروع في الاقتصاد القياسي، وتاتي أهميتة من كونة يتعامل مع البيانات المكانية التي تتميز بأحتواءها على صفة التبعية المكانية (الارتباط المكاني) وصفة عدم التجانس المكاني، وقد قام الباحث Anselin بمناقشة هذا الأمر في ابحاثه عام (1988-2001)، وإن هاتان الصفتين تجعل من غير المناسب التعامل مع البيانات المكانية بتقنيات الاقتصاد القياسي التقليدي التي تهتم النماذج الخاصة به بالاعتمادية بين المشاهدات خلال فترة زمنية معينة دون الاخذ بنظر الاعتبار الاعتمادية المكانية مما يؤدي الى الحصول على تقديرات غير كفوءه نتيجة لعدم تحقق فريات التحليل بالاضافة الى إهمال الكثير من المعلومات المكانية الخاصة بالبيانات نتيجة عدم القدرة على توضيفها والاستفادة منها عند استعمال نماذج القياس الاقتصادي الغير مكانية، وقد قام الباحثين في الاقتصاد القياسي بوضع عدد من النماذج المكانية التي اصبحت تنتمي لاحد فروع الاقتصاد القياسي الذي يقوم بعملية التحليل الاحصائي المكاني والتعامل مع الاعتمادية المكانية.(1)

2-1 مشكلة البحث

ان مشكلة البحث تتلخص في وجود الاعتماد المكاني في البيانات للظاهرة المدروسة والتي لا تؤخذ بنظر الاعتبار عند دراسة هذا النوع من الظواهر مما يؤدي الى ضياع معلومات مهمة تنعكس على دقة تقدير معلمات الانموذج وعلى النتائج التي تم الحصول عليها، الامر الذي يستدعي الى البحث عن انموذج قياسي يأخذ بنظر الاعتبار الارتباط المكاني لبيانات الظاهرة.

3-1 هدف البحث
يهدف هذا البحث الى تقدير معلمات إنموذج الانحدار الانحدار الذاتي المكاني (SAR) باستعمال طريقة بيز Bayes لبيانات مرض السرطان عن طريق أخذ عينة من كل محافظة من محافظات العراق لبيان هل هناك اثر للتجاور المكاني للمحافظات في انتشار المرض.

2- المبحث الثاني :الجانب النظري
يتضمن هذا المبحث عرض نظري لانموذج الانحدر الذاتي المكاني وطريقة بيز في التقدير مع توضيح بعض المفاهيم الاساسية الخاصة بالانموذج.

1-2 انموذج الانحدار الذاتي المكاني (SAR)
ويسمى ايضا انموذج الانحدار الذاتي المكاني المختلط Mixed Spatial Autoregressive Model ويمثل هذا الانموذج حالة خاصة من انموذج الانحدار الذاتي المكاني العام (SAC) الذي تم اقتراحة من قبل (Anselin)، ويمكن التعبير عن انموذج الانحدار الذاتي المكاني رياضيا من خلال الصيغة التالية: [5]

$$\underline{y} = \lambda W \underline{y} + X\underline{B} + \underline{u} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$
$$\underline{\mathrm{u}} \sim \mathrm{N}(0, \sigma^2 \mathrm{I}_n)$$

حيث ان :

$\underline{y}$: متجة ابعاده (nx1) ويمثل ألمتغير المعتمد.

λ : معلمة الاعتماد المكاني.

X : مصفوفة ابعادها (n x k) للمتغيرات التوضيحية .

B : متجة ابعاده (k x 1) للمعلمات المتعلقة بالمتغيرات التوضيحية x.

$\underline{u}$: متجة الاخطاء ابعاده (nx1) والذي يتوزع توزيع طبيعي بمتوسط صفر وتباين $\sigma^2 \mathrm{I}_n$.

W : مصفوفة الاوزان المكانية ابعادها (nxn) وهي ثابتة وتكون محددة مسبقاً.

2-2 مصفوفة التجاور المكانية
وهي احدى مصفوفات الاوزان المكانية ويتم بناءها بالاعتماد على معيار التجاور بين الوحدات المكانية ، فاذا كانت الوحدتين المكانيتين متجاورة فيعطى لها القيمة (1) اما اذا كانت الوحدتين المكانيتين غير متجاوره فيعطى لها القيمة (0) وكذلك فإن الوحدة المكانية لا تجاور نفسها فيعطى لها القيمة (0) ايضا في مصفوفة الاوزان المكانية عند بناءها ، وهنالك عدة معايير لبناء لمصفوفة التجاور المكانية وقد تم الاعتماد على معيار روك للتجاور في هذا البحث، حيث يكون التجاور بالاعتماد على اذا كان الوحدتين المكانية مشتركتين بحد طولي غير صفري.[3]

3-2 مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة
لقد سميت هذه المصفوفة بالمصفوفة المعدلة لانها تتكون من مصفوفة التجاور المكانية ولكن بعد اجراء بعض العمليات عليها من أجل ان يصبح مجموع كل صف فيها يساوي الواحد الصحيح اي ان: [3]

$$\sum_{j=1}^{n} W_{ij}^{Adj} = 1$$

ويتم بناء مصفوفة الاوزان المعدلة من خلال تطبيق الصيغة التالية على قيم اوزان مصفوفة التجاور:

$$W_{ij}^{Adj} = \begin{cases} \frac{W_{ij}}{\sum W_{ij}} & if \quad W_{ij} = 1 \\ 0 & if \quad W_{ij} = 0 \end{cases} \quad \dots (2)$$

4-2 مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة

ان المصفوفة المقترحة من قبل الباحث تم بناءها بالاعتماد على عامل الجوار و المسافة معا بين الوحدات المكانية حيث ان الاوزان المكانية ستتالف من المسافة الاقليدية بين مراكز الوحدات المكانية (المحافظات) المتجاورة وفق معيار روك للتجاور، ولقد تم بناء الاوزان المكانية للمصفوفة المقترحة وفق الصيغة التالية : [9]

$$w_{ij}^{Rd} = \begin{cases} \dfrac{\frac{1}{1+d_{ij}}}{\sum_{i=1}^{n}(\frac{1}{1+d_{ij}})} & \text{if} \quad i \neq j \quad \text{and} \quad i \text{ is contiguous with } j \\ 0 & \text{if} \quad i = j \text{ and } i \text{ isn't contiguous with } j \end{cases} \quad \dots\dots(3)$$

5-2 طريقة بيز في التقدير

إن طريقة بيز في التقدير قد نشأت من قبل العالم البريطاني توماس بيز (1702-1761) وهو صاحب مبرهنة بيز التي تستند على الاحتمالات الشرطية، وتختلف طريقة بيز عن الطرق الاخرى في التقدير بكونها تتعامل مع المعلمات المراد تقديرها على إنها متغيرات عشوائية، بمعنى ان المعلمات تمتلك توزيع احتمالي بفتره معينة بعكس الطرائق التقليدية التي تتعامل مع معلمات الانموذج كثوابت غير معلومة القيمة، ويتألف الانموذج البيزي من ثلاثة اجزاء ويمكن توضيحها من خلال الصيغة الاتية : [4]

$$p(Z|D) = \frac{P(D|Z)\,P(Z)}{P(D)} \quad \dots \quad (4)$$

حيث ان :

$P(Z)$: التوزيع المسبق للمعلمة Z، ويمثل أعتقاد الباحث السابق لتوزيع المعلمة (Z) قبل ملاحظة البيانات وهذه الاعتقادات تكون إما معلوماتية او غير معلوماتية .

$P(D|Z)$: دالة الامكان الاعظم للإنموذج، وهي التي توضح العلاقة بين البيانات ومعلمة الإنموذج Z.

$p(Z|D)$:التوزيع اللاحق للمعلمة Z، ويحتوي على البيانات المحدثة الخاصة بتوزيع المعلمة Z بعد أخذ بيانات العينة الحالية (D) بنظر الاعتبار.

ويمثل التوزيع اللاحق قاعدة أرتكاز الاستدلال البيزي حيث تم إشتقاقة من قاعدة بيز، وإذا تم تجاهل $P(D)$ في الصيغة (4) بسبب كونها لا تتضمن المعلمة (Z) فيمكن كتابة التوزيع اللاحق بالشكل الأتي : [6]

$$p(Z|D) \;\alpha\; P(D|Z)\,P(Z) \quad \dots \quad (5)$$

وهذا يعني إن التوزيع اللاحق ناتج من حاصل ضرب دالة الإمكان الأعظم $P(D|Z)$ بالمقدار $P(Z)$ والذي يمثل التوزيع المسبق للمعلمة (Z)، وفي حالة إحتواء الإنموذج على أكثر من معلمة كما هو الحال في إنموذج SAR المستعمل في البحث فإن التوزيع اللاحق سيمثل التوزيع المشترك لكل المعالم مشروطاً على بيانات المشاهدة y، حيث يتم الحصول علية عن طريق ضرب دالة الامكان الاعظم $L(\underline{B}, \sigma^2, \lambda)$ بالتوزيعات المسبقة

للمعلمات $p(\underline{B}), p(\lambda), p(\sigma^2)$، ومن خلال قاعدة بيز يمكن كتابة التوزيع اللاحق لانموذج الانحدار الذاتي المكاني SAR بالشكل الاتي:[6]

$$p(\underline{B}, \sigma^2, \lambda \middle| D) = \frac{p(D|\underline{B}, \sigma^2, \lambda)}{p(D)} \ \pi(\underline{B}, \sigma^2) \ \pi(\lambda) \ldots . (6)$$

حيث ان $p(D)$ يتضمن اي جزء من التوزيع اللاحق الذي لا يحتوي على معلمات الانموذج ويمكن كتابة التوزيع اللاحق في الصيغة (6) بالشكل الاتي :

$$p(\underline{B}, \sigma^2, \lambda|D) \ \alpha \quad p(D|\underline{B}, \sigma^2, \lambda) \ \pi(\underline{B}, \sigma^2) \ \pi(\lambda) \quad \ldots (7)$$

$$\pi(\underline{B}, \sigma^2) \sim NIG(c, T, a, b)$$

$$\pi(\underline{B}, \sigma^2) = \pi(\underline{B}|\sigma^2) \ \pi(\sigma^2)$$

$$= N(c, \sigma^2 \ T) IG \ (a, b)$$

$$\pi(\underline{B}, \sigma^2) = \frac{b^n}{(2\pi)^{k/n} |T|^{1/2} \Gamma(a)} (\sigma^2)^{-(a+(k/2)+1)}$$

$$\times \exp\left[-\left\{(B-c)'^{T^{-1}} (B-c) + 2b\right\}/(2\sigma^2)\right] \ \ldots . (8)$$

$$\pi(\sigma^2) = \frac{b^a}{\Gamma(a)} \ (\sigma^2)^{-(a+1)} \exp(-b/\sigma^2) \qquad \ldots (9)$$

$$\Gamma(a) = \int_0^\infty t^{a-1} \ e^{-t} \ dt$$

$$\sigma^2 > 0, \qquad a, b > 0$$

$$\pi(\lambda) \sim U(\omega_{\min}^{-1}, \omega_{\max}^{-1}) \qquad \ldots (10)$$

حيث ان :

$\pi(\underline{B}, \sigma^2)$: التوزيع الحدي (الهامشي) السابق للمعلمتين $\underline{B}, \sigma^2$.

$\pi(\sigma^2)$: التوزيع الحدي السابق (الاولي) للمعلمة σ^2.

$\pi(\lambda)$: التوزيع الحدي السابق للمعلمة λ .

ومن خلال الصيغة (8)،(9)،(10) يمكن اعادة كتابة التوزيع اللاحق لانموذج الانحدار الذاتي SAR في الصيغة (5) بالشكل الاتي :

$$p(\underline{B}, \sigma^2, \lambda|D) \ \alpha \ (\sigma^2)^{a^*+(k/2)+1} |A|$$

$$\times \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} [2b^* + (B-c^*)'(T^*)^{-1} \ (B-c^*)]\right\} \ldots \qquad (11)$$

حيث ان :

$$(B-c^*)'^{(T^*)^{-1}} \ (B-c^*) \equiv (Ay - XB)'(Ay - XB) + (B-c)' T^{-1} (B-c) + 2b^*$$

$$c^* = (X'X + T^{-1})^{-1} (X'Ay + T^{-1} c)$$

$$c = zero \ matrix$$

$$T^* = (X'X + T^{-1})^{-1}$$

$$T = I \,.\, 10^3$$

$$a^* = a + \ n/2$$

$$b^* = b + (c' T^{-1} c + y'A'Ay - (c^*)' \ (T^*)^{-1} c^*)/2$$

$$A = I - \lambda W$$

ويعد التوزيع الاحق في الصيغة (11) العنصر الرئيسي للتقدير بطريقة بيز حيث يتم من خلالة اشتقاق التوزيعات الحدية التي تحتوي على كل المعلومات الخاصة بمعلمات الانموذج $(\underline{B}, \sigma^2, \lambda)$مشروطة على بيانات المشاهدة y، وان عملية الحصول على التوزيعات الحدية الشرطية$p(\sigma^2|y), p(\underline{B}|y), p(\lambda|y)$ من التوزيع الاحق المشترك $p(\underline{B}, \sigma^2, \lambda|D)$ عملية

صعبة وذلك لكون عملية الاشتقاق معقدة وشبة مستحيلة باستعمال الورقة والقلم، وهذه المشكلة سببت صعوبة للطريقة البيزية في ايجاد التوزيع الخاص بكل معلمة من معلمات الانموذج على حدة ومن اجل حل هذه المشكلة تم اللجوء الى استعمال سلاسل ماركوف مونت كارلو (MCMC)، وهي عبارة عن طرائق توليد مرنة ومن اشهرها طريقة كابز Gibbs وطريقة Metropolis-Hastings، ويتلخص مبدأ عملها بتحليل التوزيع اللاحق لمجموعة من التوزيعات الشرطية الكاملة لكل معلمة من معلمات انموذج SAR وهي :

$$p\left(\sigma^2\middle|\underline{B},\lambda\right), p\left(\underline{B}\middle|\sigma^2,\lambda\right), \left(\lambda\middle|\underline{B},\sigma^2\right) \qquad \dots\ (12)$$

ثم القيام بعملية سحب عينات عشوائية من هذه التوزيعات الشرطية الكاملة مما يمكن الباحث من استعمال هذه العينة من السحبات في الحصول على التقديرات البيزية الصحيحة لمعلمات الانموذج $\left(\underline{B},\sigma^2,\lambda\right)$، حيث تستعمل طريقة كابز Gibbs مع التوزيعات الشرطية التي تمتلك صيغة معروفة فقط بينما طريقة Metropolis-Hastings يمكن استعمالها مع التوزيعات الشرطية الكاملة التي لا تمتلك صيغة معروفة .[6]

1-5-2 التوزيعات الشرطية الكاملة

ان عملية الحصول على التوزيعات الشرطية الكاملة هي اولى متطلبات معاينة كابز حيث تم اشتقاق التوزيعات الشرطية الكاملة لانموذج SAR من التوزيع اللاحق في الصيغة (11)، ومن الجدير بالذكر ان هنالك ثلاثة افكار رياضية تم تطبيقها والالتزام بها عند الاشتقاق وهي : [4]

اولا: اهمال كل الثوابت الغير ضرورية.

ثانيا: جمع الحدود الخاصة فقط بالتوزيع الشرطي عند القيام بعملية اشتقاق التوزيع الشرطي المطلوب .

ثالثا: إكمال المربع.

ان التوزيعات الشرطية الكاملة لانموذج SAR التي تم اشتقاقها كما يلي : [6]

- **التوزيع الشرطي الكامل للمعلمة $\boldsymbol{\sigma^2}$**، $p\left(\sigma^2\middle|\underline{B},\lambda\right)$: يملك توزيع كاما المعكوس (IG) المبين كما يلي:

$$p\left(\sigma^2 \mid \underline{B},\lambda\right) \sim IG(a^*,b^*)$$

$$p\left(\sigma^2 \mid \underline{B},\lambda\right) = \frac{{b^*}^{a^*}}{\Gamma(a^*)}\ {\sigma^2}^{-(a^*+1)}.e^{-\ b^*\backslash\sigma^2} \quad \dots..(13)$$

$$a^* = a + n/2$$

$$b^* = b + (A\underline{y} - X\underline{B})'(A\underline{y} - X\underline{B})/2$$

$$\pi\sigma^2 \sim IG(a,b)$$

$$a = \frac{n(\bar{x}^2 - 2\sum x_i^2)}{n\bar{x}^2 - \sum x_i^2}$$

$$b = (a-1)\bar{x}$$

- **التوزيع الشرطي الكامل للمعلمة $\underline{\mathbf{B}}$،$\mathbf{p\left(\underline{B}\middle|\sigma^2,\lambda\right)}$: يملك التوزيع الطبيعي المتعدد المتغيرات (N) كما يلي:**

$$p\left(\underline{B}\middle|\sigma^2,\lambda\right) \sim N(C^*, \sigma^2 T^*)$$

$$p\left(\underline{B}\middle|\sigma^2,\lambda\right) = \frac{1}{(2\pi)^{-p/2}|\sigma^2T^*|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\underline{B} - C^*\right)'\ (\sigma^2T^*)^{-1}\ \left(\underline{B} - C^*\right)\right\} \dots (14)$$

$$c^* = (X'X + T^{-1})^{-1}(X'Ay + T^{-1}c)$$

$$c = \text{zero matrix}$$

$T^* = (X'X + T^{-1})^{-1}$
$T = I\,.\,10^3$

- **التوزيع الشرطي الكامل للمعلمة ،λ $p(\lambda|\underline{B},\sigma^2)$: يملك توزيع بصيغة غير معروفة يتم الحصول علية من الصيغة التالية :**

$$p(\lambda|\underline{B},\sigma^2)\alpha\frac{p(\lambda,\underline{B},\sigma^2|D)}{p(\underline{B},\sigma^2|D)} \qquad \ldots(15)$$

$$p(\lambda|\underline{B},\sigma^2)\alpha\ |I-\lambda W|\ \exp(-\frac{1}{2\sigma^2}(Ay-X\underline{B})'(Ay-X\underline{B})) \qquad \ldots(16)$$

$$p(\underline{B},\sigma^2|D)\sim NIG(c,T,a,b)$$

2-5-2 معاينة Metropolis-Hastings (M-H)

ان معاينة (M-H) عباره عن خوارزمية رفض وقبول حيث يتم فيها اقتراح توزيع معين نولد منه قيمة مرشحة للمعلمة λ والتي سنسميها λ^* ثم يتم المقارنة او تقييم القيمة المرشحة مع القيمة الحالية للمعلمة التي نحصل عليها من الصيغة (16) والتي سنسميها λ^Q، ومن اجل حساب احتمال القبول للقيم المرشحة بعد المقارنة نستعمل الصيغة التالية : [6]

$$\psi H(\lambda^Q,\lambda^*) = \min\left[1.\frac{p(\lambda^*|B,\sigma^2)}{p(\lambda^Q|B,\sigma^2)}\right] \qquad \ldots(17)$$

وغالبا ما يتم ضبط احتمالية القبول ضمن المدى (40-60) وذلك لكي يتم سحب نصف العينات المرشحة ، ولقد تم اختيار التوزيع الطبيعي كتوزيع مقترح جنبا الى جنب مع اجراءات السير العشوائي التي اقترحها كل من Holloway, Shankara و Rahman عام 2002 من اجل الحصول على القيمة المرشحة للمعلمة λ، وان عملية المعاينة ومعلمة الضبط Q يمكن توضيحها من خلال الصيغة التالية :

$$\lambda^* = \lambda^Q + Q.\,N(0,1) \qquad \ldots.\ (18)$$

حيث ان الصيغة(18) توضح سبب تسمية اجراء توليد البيانات بالسير العشوائي، وان الهدف من ضبط وتقييم العينات التي تسحب من التوزيع الطبيعي المقترح هو للتاكد من ان عملية سحب العينات العشوائية تتم خلال التوزيع الشرطي باكملة.

3-5-2 معاينة كابز

تمثل معاينة كابز Gibbs احدى طرائق توليد البيانات وهي حالة خاصة من معاينة (M_H) وذلك لكونها تتعامل مع التوزيعات الشرطية الكاملة ذات الصيغ المعروفة فقط ، حيث يتم سحب عينات عشوائية من التوزيعات الشرطية الكاملة الخاصة بمعالم انموذج SAR ويتم اولا اختيار قيم افتراضية لمعلمات الانموذج $\sigma^2_{(0)},\ B_{(0)},\lambda_{(0)}$ وبعدها يبدأ اخذ عينات بشكل متسلسل من التوزيعات الشرطية الكاملة الثلاث وكالاتي : [6]

1- تسحب عينة من التوزيع الشرطي الكامل للمعلمة B، حيث تمتلك $p(\underline{B}\ |\ \sigma^2_{(0)},\lambda_{(0)})$ التوزيع الطبيعي المتعدد $N(C^*\ ,\sigma^2T^*)$ المبين في الصيغة (14) ونرمز للمعلمة المسحوبة بالرمز $\underline{B}_{(1)}$، ويتم استعمال هذة المعلمة بدل من المعلمة $\underline{B}_{(0)}$ بالخطوة التالية.

2- تسحب عينة من التوزيع الشرطي الكامل للمعلمة σ^2، حيث تمتلك $p(\sigma^2\ |\ \underline{B}_{(1)},\lambda_{(0)})$ توزيع كاما المعكوس $IG(a^*,b^*)$ المبين في الصيغة (15) ونرمز للمعلمة المسحوبة بالرمز $\sigma^2_{(1)}$ ويتم استعمال هذة المعلمة بدل من المعلمة $\sigma^2_{(0)}$ بالخطوة التالية.

3- تسحب عينة من التوزيع الشرطي الكامل للمعلمة λ، حيث تمتلك $p(\lambda|\underline{B}_{(1)},\sigma^2{}_{(1)})$ توزيع غير معروفة الصيغة و المبين في الصيغة (16) ولهذا تم سحب العينة باستعمال طريقة معاينة (M-H) ونرمز للعينة الجديدة بالرمز $\lambda_{(1)}$ ونعوضها بالخطوه رقم (1)

حيث ان الخطوات المتسلسلة من 1 الى 3 تمثل مسار واحد او دورة واحدة وفي كل دوره نقوم بسحب عينات جديدة للمعلمات، وكمثال توضيحي من الممكن ان نسحب 7500 مرة ونتجاهل اول 2500 سحبة من العينات ونستعمل الباقي للتوصل للتوزيع الاحق والاستدلالات الخاصة به.

6-2 أختبار معامل موران :

ان معامل موران عبارة عن اداة لقياس الاعتماد المكاني في بيانات الظاهرة المراد دراستها ومدى التشابه فيما بينها ويمكن ان نرمز لة بالرمز $\mathrm{I_{Mc}}$ ويكون مناضر لاختبار ديربن واتسون (Durbin Watson) في بيانات السلاسل الزمنية، وتتراوح قيمة معامل موران بين (1+, 1-) حيث نلاحظ انه اذا اقتربت قيمة معامل موران من (1+) يكون نمط الانتشار للبيانات متقارب اما اذا كانت قيمة معامل موران قريبة من (1-) يكون انتشار البيانات متباعد فيما بينها اما اذا كانت قيمة معامل موران تقترب من (0) نلاحظ ان البيانات عشوائية الانتشار المكاني،[7] وان صيغة معامل موران كما يلي: [2]

$$\mathrm{I}_{MC}=\frac{n(u'w\,u)}{S_{\Theta}(u'u)}\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots..(19)$$

$$S_{\Theta}=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}Wij$$

حيث ان :

S_{Θ} : مجموع العناصر في المصفوفة W.

n : حجم العينة .

W: مصفوفة الاوزان(التجاورات) ذو الأبعاد n x n.

u: متجة الاخطاء (البواقي) ذو البعد n x 1 .

اما اذا كانت مصفوفة الاوزان المستعملة من النوع التي يكون فيها مجموع الصف يساوي الواحد الصحيح (Row- Standardized) في هذة الحال سيكون ($n=S_{\Theta}$) مما يمكن الباحث من كتابة الصيغة (19) بالشكل الاتي:

$$\mathrm{I}_{MC}=\frac{(u'w\,u)}{(u'u)}\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots..(20)$$

ولقد تم التوصل للتوزيع التقاربي الخاص باحصاءة موران من قبل الباحثان Ord و Cliff في عام (1972) حيث انه يتوافق مع التوزيع الطبيعي القياسي ويمكن اجراء اختبار موران (Z) من خلال الصيغة التالية : [2]

$$Z_{\mathrm{I}_{MC}}=\frac{\mathrm{I}_{MC}-\mathrm{E}(\mathrm{I}_{MC})}{\sqrt{\mathrm{V(I)}}}\ldots\ldots\ldots\ldots.(21)$$

$$\mathrm{E(I_{MC})=E(I_{MC})=\frac{tr\ (M\ \ W)}{n-k}}$$

$$\mathrm{V(I_{MC})=\frac{tr(MWMW')+tr(MW)^2+\left(tr(MW)\right)^2}{(n-k)(n-k+1)}-\left(E(I_{MC})\right)^2}$$

$$M = (I_n - X(X'X)^{-1}X')$$

حيث ان :

tr: مجموع العناصر للقطر الرئيسي.

K: يمثل عدد المتغيرات التفسيرية.

M: تمثل مصفوفة صماء وتكون مربعة و متماثلة.

ومن اجل اختبار وجود الاعتماد المكاني من عدمة نستخدم الفرضية التالية :

لا يوجد أعتماد مكاني $H_o: \lambda = 0$

يوجد أعتماد مكاني $H_1: At\ least\ one\ of\ \lambda \neq 0$

ومن خلال الصيغة (20) اذا كانت قيمة $Z_{I_{MC}}$ المحسوبة اكبر من قيمة Z الجدولية عند مستوى دلالة معينة نقبل الفرضية البديلة وهذا يعني وجود اعتماد مكاني بين مفردات الظاهرة المدروسة، اما ذا كانت $Z_{I_{MC}}$ المحسوبة اصغر من قيمة Z الجدولية فإن ذلك يؤدي الى قبول الفرضية العدم بمعنى انه لا يوجد اعتماد مكاني بين مفردات الظاهرة المدروسة .

7-2 معيار متوسط الخطأ المطلق النسبي

يمثل معيار (MAPE) الوسيلة التي سيتم بها المقارنة بين مصفوفات الاوزان المكانية المستعملة في البحث ويتم حسابة من خلال الصيغة الرياضية التالية : [10]

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|\frac{y_i - \hat{y}_i}{yi}\right| \qquad \dots (22)$$

حيث ان مصفوفة الاوزان المكانية التي تحصل على القيمة الاصغر ستكون هي المصفوفة الافضل في تمثيل ظاهرة الاعتماد المكاني لمفردات الظاهرة المدروسة.

3- المبحث الثالث: الجانب التطبيقي

تتضمن هذه الفقرة التطبيق العملي لاختبار الكشف عن الاعتماد المكاني للبيانات الحقيقية المستعملة في البحث وبعدها تطبيق تقدير معلمات انموذج الانحدار الذاتي المكاني باستعمال طريقة بيز في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة المبنية وفق معيار روك للتجاور ومصفوفة الاوزان المكانية المقترحة من قبل الباحث ومن ثم المقارنة بين النتائج باستعمال معيار متوسط الخطأ المطلق النسبي (MAPE) كما يلي:

1-3 وصف عينة البحث

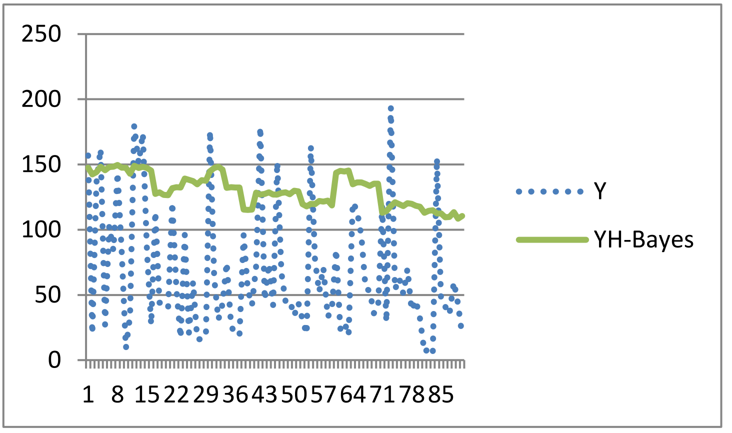
ان البيانات الحقيقية التي سيتم استعمالها في الجانب التطبيقي تعد بيانات مكانية لمرض السرطان موزعة على محافظات العراق الثمانية عشر والمتمثلة بقيم المتغيرات التوضيحية x (معدل العمر، معدل حجم الورم، عدد المناطق الملوثة باليورانيوم في المحافظة[8]) وبقيم المتغير المعتمد y والذي يمثل عدد المرضى في كل محافظة و يبلغ عددة 90 مشاهدة تم اختيارها بشكل عشوائي من محافظات العراق المختلفة ولعدة انواع من السرطان التي تمثلت باكثر انواع السرطان انتشارا في المحافظة لسنة 2018 ولقد تم الحصول على البيانات من وزارة الصحة /مركز السرطان، ومن خلال اختبار الكشف عن الاعتماد المكاني كانت نتيجة اختبار موران (4.0731) وعند المقارنة بين القيمة المحسوبة لاختبار موران والقيمة الجدولية التي تساوي(1.96) عند مستوى معنوية (0.05) نلاحظ ان القيمة الجدولية اصغر من القيمة المحسوبة وهذا دليل على وجود الاعتماد المكاني في البيانات.

2-3 التقدير بطريقة بيز في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة

باستعمال البرنامج (Matlab) تم تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني باستعمال طريقة بيز Bayes في ضل وجود مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة والحصول على قيم المتغير المعتمد التقديرية $\hat{y}$ المبينة في الجدول (1) الذي يضم القيم الحقيقية والتقديرية للمتغير المعتمد نفسة y الذي يمثل عدد مرضى السرطان، وبعد ان تم حساب القيم التقديرية تم ايجاد معيار متوسط الخطأ المطلق النسبي (MAPE) حيث كانت تبلغ قيمتة (2.6724)، وكذلك تم تمثيل القيم الحقيقية والتقديرية للمتغير y في الجدول (1) بالرسم لبياني في الشكل (1).
وبعد ان تم حساب القيم التقديرية تم ايجاد معيار متوسط الخطأ المطلق النسبي (MAPE) حيث كانت تبلغ قيمتة (2.6724).

جدول (1) القيم الحقيقية والتقديرية للمتغير المعتمد y باستعمال طريقة بيز Bayes في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة

T	y	$\hat{y}$	T	y	$\hat{y}$	T	y	$\hat{y}$	T	y	$\hat{y}$
1	157	148	24	96	139	47	67	128	70	39	135
2	20	143	25	21	138	48	45	129	71	118	113
3	136	144	26	60	137	49	46	127	72	29	114
4	162	148	27	16	135	50	34	130	73	194	118
5	27	146	28	16	138	51	44	129	74	54	121
6	103	148	29	18	137	52	31	120	75	63	120
7	84	148	30	176	145	53	20	118	76	51	118
8	144	150	31	63	147	54	164	120	77	70	120
9	83	148	32	31	148	55	77	120	78	38	120
10	9	148	33	43	146	56	52	122	79	46	118
11	34	143	34	75	132	57	71	122	80	32	118
12	180	149	35	26	133	58	33	122	81	6	113
13	151	147	36	20	132	59	40	119	82	9	114
14	174	148	37	19	132	60	85	144	83	5	115
15	83	147	38	96	115	61	24	145	84	155	113
16	27	145	39	54	115	62	29	145	85	45	112
17	114	127	40	42	116	63	19	145	86	41	110
18	44	129	41	72	128	64	121	135	87	35	110
19	44	127	42	179	127	65	115	136	88	60	114
20	40	127	43	46	127	66	95	136	89	43	108
21	121	132	44	74	129	67	55	135	90	19	110
22	54	133	45	42	127	68	53	134			
23	17	132	46	152	127	69	36	135			



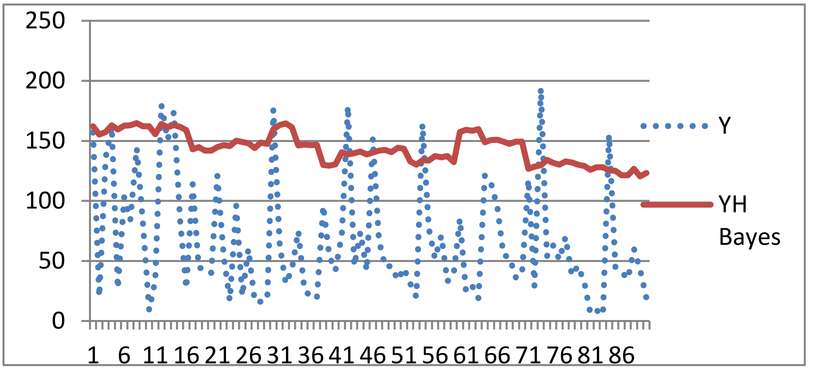
شكل (1) الرسم البياني للقيم الحقيقية للمتغير المعتمد y والقيم التقديرية $\hat{y}$ باستعمال طريقة Bayes في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة.

3-3 التقدير بطريقة بيز في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة

باستعمال البرنامج (Matlab) تم تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني باستعمال طريقة بيز Bayes في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة والحصول على قيم المتغير المعتمد التقديرية $\hat{y}$ المبينة في الجدول (2) الذي يضم القيم الحقيقية والتقديرية للمتغير المعتمد نفسة y الذي يمثل عدد مرضى السرطان، وكذلك تم تمثيل القيم الحقيقية والتقديرية لللمتغير y في الجدول (2) بالرسم لبياني في الشكل (2). وبعد ان تم حساب القيم التقديرية تم ايجاد معيار متوسط الخطأ المطلق النسبي (MAPE) حيث كانت تبلغ قيمتة (3.0239).

جدول (2) القيم الحقيقية والتقديرية للمتغير المعتمد y باستعمال طريقة بيز Bayes في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة.

T	y	ŷ	T	y	ŷ	T	y	ŷ	T	y	ŷ
1	157	162	24	96	150	47	67	142	70	39	149
2	20	155	25	21	149	48	45	143	71	118	127
3	136	157	26	60	148	49	46	141	72	29	129
4	162	163	27	16	144	50	34	144	73	194	130
5	27	159	28	16	148	51	44	143	74	54	134
6	103	163	29	18	148	52	31	133	75	63	132
7	84	163	30	176	160	53	20	130	76	51	130
8	144	165	31	63	163	54	164	134	77	70	133
9	83	162	32	31	165	55	77	134	78	38	132
10	9	162	33	43	161	56	52	137	79	46	130
11	34	156	34	75	146	57	71	136	80	32	129
12	180	164	35	26	147	58	33	137	81	6	126
13	151	161	36	20	147	59	40	132	82	9	128
14	174	163	37	19	147	60	85	157	83	5	128
15	83	162	38	96	130	61	24	159	84	155	125
16	27	159	39	54	129	62	29	158	85	45	125
17	114	143	40	42	130	63	19	160	86	41	121
18	44	145	41	72	141	64	121	149	87	35	121
19	44	142	42	179	139	65	115	151	88	60	127
20	40	142	43	46	140	66	95	151	89	43	120
21	121	145	44	74	141	67	55	149	90	19	123
22	54	146	45	42	139	68	53	147			
23	17	146	46	152	140	69	36	149			



شكل (2) الرسم البياني للقيم الحقيقية للمتغير المعتمد y والقيم التقديرية $\hat{y}$ باستعمال طريقة بيز Bayes في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة .

4-3 تحليل نتائج التطبيقي

نلاحظ من خلال جدول رقم (1) وجدول رقم (2) ان قيم المتغير المعتمد التقديرية في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة تكون اقرب للقيم الحقيقية من قيم المتغير المعتمد التقديرية في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة ويمكن ملاحظة ذلك من خلال الرسم رقم (3) ، وهذا ما جعل قيمة معيار MAPE الذي تم حسابة في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة اصغر من القيمة التي تم حسابها في ضل مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة .

4- المبحث الرابع :الاستنتاجات والتوصيات

بعد تقدير معاملات انموذج الانحدار الذاتي المكاني وباستعمال طريقة بيز في التقدير في ضل وجود مصفوفة التجاور المكانية باستعمال معيار روك للتجاور ندرج ادناه اهم ما توصل اليه :

1-4 الاستنتاجات

1- وجود فروقات كبيرة بين القيم الحقيقية والقيم المقدرة بطريقة بيز.
2- ان المصفوفة المكانية المعدلة التي تم بناءها بالاعتماد على معيار روك للتجاور افضل من مصفوفة الاوزان المكانية المقترحة من قبل الباحث عند الاعتماد على نتائج معيار (MAPE)
3- وجود اعتماد مكاني لبيانات مرضى السرطان مما يدل على ان الموقع الجغرافي ذو تاثير على المرض.

2-4 التوصيات

1- استعمال طرائق معلمية اخرى لتقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني .
2- استعمال مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة المبنية وفق معيار روك للجوار كونها اضهرت كفاءتها .
3- كدراسات مستقبليه نوصى بالمقارنة بين مصفوفة التجاور المكانية المعدلة ومصفوفة المسافة.
4- كدراسات مستقبلية نوصى بدراسة مكانية للعوامل التي تؤدي الى الاصابة بمرض السرطان وتاثيرها على عدد الاصابات في كل منطقة .

المصادر

1-Anselin, L. (1992), "Spatial Data Analysis with GIS: An Introduction to Appalachian the Social Sciences", National Center for Geographic Information and Analysis, University of California, Santa Barbara.

2- Anselin, L. and Bera, A. (1998). "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics ", Handbook of Applied Economic Statistics. Marcel Dekker, New York.

3- Gumprecht, D.,(2005), "Spatial Methods in Econometrics: An Application to R and D Spillovers", Department of statistics and Mathematics.

4- Lacombe, Donald J. (2008). " An Introduction to Bayesian Inference in Spatial Econometrics". Department of Economics Ohio University.

5- Lesage, J. P., (1999), "The Theory and Practice of Spatial Econometrics", Department of Economics University of Toledo.

6- Lesage, J. P, (2009). "Introduction to Spatial Econometrics". Statistics, a series of textbooks and monographs.

7- Michiel, D., Pooter, D., Segers, R. Herman, K. Dijk, v., (2006). " Gibbs Sampling in Econometric Practice", Econometric Institute and Tinbergen Institute Erasmus University Rotterdam, The Netherlands.

8- Oakford, S., (2016)," Iraq War records reignite debate over US use of depleted uranium" . https://www.thenewhumanitarian.org/investigations/2016/10/06/exclusive-iraq-war-records-reignite-debate-over-us-use-depleted-uranium.

9- Permai1, S D., Mukhaiyar, U., Satyaning, N. L., Soleh, M., Aini, Q., (2018), "Spatial weighting approach in numerical method for dis Statistics Department, , Bina Nusantara University,Jakarta, Indonesia

10- Rahim, Sh. A., Hussein, M. F.,(2020), "A study on atmospheric pressure in krg using spatial regression (SAR and SEM)" A Scientific Quarterly Refereed Journal Issued by Lebanese French University.