مجلة كلية التربية الاساسية
كلية التربية الاساسية – الجامعة المستنصرية
Journal of the College of Basic Education Vol.31 (NO. 129) 2025, pp. 14-25

تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني بطريقتي شبة الامكان الاعظم والتحويلات للبيانات الطولية باستعمال المحاكاة

احمد كريم عوده أ.م.د. احمد عبد علي عكار
قسم الاحصاء كلية الادارة والاقتصاد - جامعة المستنصرية
ahmed.awdah@uomustansiriyah.edu.iq drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq

مستخلص البحث:
تناول هذه البحث دراسة انموذج الانحدار الذاتي المكاني للبيانات الطولية حيث تم تقدير معلمات الانموذج بواسطة طريقتي التقدير وهي (طريقة شبه الامكان الاعظم، طريقة التحويلات) وبوجود مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة وفق معيار التجاور Rook، ولقد تمت المقارنة بين الطريقتين بواسطة معيار المقارنة متوسط الخطأ المطلق النسبي (MAPE) وبهدف الوصول الافضل طريقة تقدير، كما تم استعمال تجارب المحاكاة على المقاطع العرضية (n=20) ولثلاث قيم زمنية مختلفة (T=5,10,20) ولثلاثة حجوم مختلفة من العينات (nt=100,200,400) ومن خلال معيار المقارنة الذي يقودنا الى افضل طريقة تقدير هي طريقة التحويلات (TTA).

الكلمات المفتاحية: الاعتماد المكاني، معيار تجاور Rook، البيانات الطولية، طريقة شبه الامكان الاعظم، طريقة التحويلات، معيار المقارنة (MAPE).

نعم، البحث مستل من رسالة ماجستير .

1-المقدمة :

اجتذب تحليل نماذج الانحدار المكانية اهتماماً كبيراً بالبحوث من قبل الباحثون في العلوم المختلفة نظراً لإمكانية استعماله في كثير من المجالات التطبيقية مثل الاقتصاد الزراعي، حيث من المفترض ان المفردات التي تقع في اماكن قريبة تكون اكثر ارتباطاً من تلك البعيدة ومن المحتمل يؤدي التجاهل الاعتماد المكانية في البيانات الى عدم تحقق الفرضيات التحليل والتي بدورها تؤدي الى تقديرات غير كفوءة ومتحيزة، لذلك كان لابد من اخذ طرائق تقدير تأخذ بنظر الاعتبار الاعتماد المكاني للحصول على تقديرات كفوءة وغير متحيزة، وفي الآونة الاخير ظهرت اهمية الاقتصاد القياسي المكاني الذي يتعامل مع تاثيرات التفاعل بين الوحدات المكانية وادرك الباحثون اهمية ادخال نماذج البيانات الطولية (Panel Data) للاستفادة من المزايا التي توفرها[4].

ومن هنا جاء اهتمام الباحث في تحليل البيانات الطولية (Panel Data) التي تعاني من الاعتماد المكاني والتطرق الى بعض طرائق التقدير في تقديرها وكذلك اجراء مقارنة بين الطرائق التقدير وبهدف الحصول على افضل طريقة تقدير بالاعتماد على معيار المفاضلة (MAPE).

2- مشكلة البحث:

تظهر مشكلة البحث في وجود الاعتمادية المكانية في البيانات الطولية والتي لا تأخذ بنظر الاعتبار عند الدراسة مما يؤدي الى فقدان معلومات مهمة تنعكس على دقة تقدير المعلمات الانموذج .

3- هدف البحث:

يهدف البحث الى اجراء مقارنة بين طريقتي شبه الامكان الاعظم و التحويلات لتقدير معلمات انموذج الانحدار الذاتي المكاني للبيانات الطولية (Panel Data) في ظل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة وفق معيار التجاور Rook.

4- الدراسات السابقة:
في عام2005، وضحت الباحثة (Gumperecht)[6] في دراستها اهمية الانحدار المكاني وخصائص البيانات المكانية وكذلك بينت الاساليب المستخدمة في الكشف عن الاعتماد المكاني في البيانات، كما قامت الباحثة باستعمال طريقة الامكان الاعظم (MLE) وطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين(2SLS) لتقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني (SAR) وانموذج الخطا المكاني (SEM). في عام 2007، استعرض الباحث (Robinson)[12] في بحثة بان تجاهل الاعتماد المكاني يمكن ان يؤثر على الطرائق الخاصة بتحليل البيانات الطولية (Panel Data)والمقطعية العرضية، وقد ناقش الباحث تطوير الطرائق التي تسمح لاختيار الاعتماد المكاني اذ انصب الكثير من التركيز على الطرائق شبة معلمية واللامعلمية . في عام 2013، قدم الباحثان (Wang ,W. & Lee, L.)[16] دراسة للمقارنة بين طرائق التقدير نماذج الطولية الانحدار الذاتي المكاني مع بيانات المفقودة عشوائياً في المتغير التابع، حيث تم استعمال ثلاث طرائق لتقدير وهي طريقة المربعات الصغرى غير الخطية العامة وطريقة العزوم العامة وطريقة المربعات الصغرى على المرحلتين مع التضمين، ومن خلال برامج مونت كارلو اظهرت النتائج تفوق طريقة المربعات الصغرى غير الخطية العامة على باقي الطرائق .

5- الاعتماد المكاني :-
اول من اشار الى فكرة الاعتماد المكاني هو العالم توبلر عام 1970م اذ وضع قانوناً جغرافياً ينص " كل شي مرتبط بكل شي اخر ، لكن الاشياء القريبة اكثر ارتباطا من الاشياء البعيدة " [9].
ان وجود الاعتماد المكاني بين مجموعة من البيانات العينة يعني ان المشاهدة في موقع (i) تعتمد على المشاهدة في موقع (j) عندما i≠j وفق الصيغة الاتية [11]:-

$$Y_i = f(Y_i) \qquad i = 1,2,3,\dots,n \quad \dots(1)$$

ومن خلال الصيغة اعلاه يلاحظ ان الاعتمادية يمكن ان تكون بين المشاهدات اذ ان الموقع (i) يمكن ان ياخذ أي قيمة من قيم (n)، وهنالك سببان لحدوث ذلك .
- اخطاء القياس الخاصة بالمشاهدات في الوحدات المكانية المتجاورة .
- البعد المكاني الذي يحدث في العلوم الجغرافية الذي من الممكن يكون الجانب الاهم في مشكلة النمذجة [11].

6- مصفوفة الاوزان المكاني :-
تستعمل مصفوفة الاوزان في تمثيل وتحليل العلاقات المكانية بين المتغيرات ولذلك لفهم وتحليل التأثيرات المكانية بين الظواهر وتتميز مصفوفة التجاور بانها موجبة وغير عشوائية وغير متماثلة وابعادها n×n ويرمز لها برمز (W) ويتم بناء المصفوفة بالاعتماد على التجاور فيعطى قيمة (1) للوحدتين المتجاورتين بينما (0) لغير ذلك . [1]

7- مصفوفة التجاور المكاني المعدلة:-
هي امتداد لمصفوفة الاوزان المكانية بعد اجراء التحويلات المناسبة لها من اجل ان يكون مجموع الصف فيها مساوياً للواحد [15].ويتم بناؤها وفق الصيغة الاتية [8]:-

$$W_{ij}^{adj} = \frac{W_{ij}}{\sum W_{ij}} \qquad 0 < W_{ij}^{adj} < 1 \quad \dots(2)$$

8- معيار التجاور ROOK :-

يعتبر هذا المعيار واحداً من اكثر المعايير استخداماً وذلك لسهولته و واقعيته، وفي هذا المعيار تسمى الخلية عندما تشترك مع خلية اخرى مجاورة بمصفوفة التجاور الثنائية وتعطى قيمة واحد عندما تشترك خليتان متجاورتان في جانب مشترك وتعطى قيمة صفر في الحالات الاخرى، ويمكن تمثيل هذا المعيار حسب الاتي[1] :-

$$w_{Rook} = \begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{اذا كانت خليتان بينهما حدود مشتركة} \\ w_{ij} = 0 & \text{فيماعدا ذلك} \end{cases} \quad \dots (3)$$

9- البيانات الطولية (Panel Data) :-

تعرف بانها تلك البيانات التي يتم تسجيل مشاهداتها لـ (n) من المقاطع العرضية عبر فتره زمنية محدودة حيث تمثل هذه المقاطع (بلدان،شركات، ولايات... الخ)[5]، وان للبيانات الطولية اهمية تكمن في انها تعطي كفاءة افضل وزيادة في درجات الحرية وكذلك تعددية خطية بين المتغيرات، كما ان هناك حالات للبيانات الطولية وهي المتزنة وغير المتزنة وكذلك هنالك اختلافات في المسافات بين المشاهدات المتعاقبة منها متساوية وغير متساوية . والجدول الاتي يوضح شكل البيانات الطولية [2]:-

جدول (1) يوضح شكل البيانات الطولية

T	n	Y_{nt}	X_1	…	X_K
1 : : 1	1 2 : n	Y_{11} Y_{21} : Y_{n1}	$X_{1(11)}$ $X_{1(21)}$: $X_{1(n1)}$	… … : …	$X_{k(11)}$ $X_{k(21)}$: $X_{k(n1)}$
2 : : 2	1 2 : n	Y_{12} Y_{22} : Y_{n1}	$X_{1(12)}$ $X_{1(22)}$: $X_{1(n2)}$	… … : …	$X_{k(12)}$ $X_{k(22)}$: $X_{k(n2)}$
t : : t	1 2 : n	Y_{1t} Y_{2t} : Y_{nt}	$X_{1(1t)}$ $X_{1(2t)}$: $X_{1(nt)}$	… … : …	$X_{k(1t)}$ $X_{k(2t)}$: $X_{k(nt)}$

10- انموذج الانحدار الذاتي المكاني لبيانات الطولية (SARPD)

يعتبر انموذج الانحدار الذاتي المكاني حالة خاصة من انموذج الانحدار الذاتي المكاني العام (SAC)، اذ تم التعبير عن انموذج الانحدار الذاتي المكاني لبيانات الطولية ذات التاثيرات الثابتة رياضياً بالصيغة الاتية [7] :-

مجلة كلية التربية الاساسية
كلية التربية الاساسية – الجامعة المستنصرية
Journal of the College of Basic Education Vol.31 (NO. 129) 2025, pp. 14-25

$$Y_{nt} = \gamma_t W_{nt} Y_{nt} + X_{nt}\beta_t + \epsilon_{nt} + \mu_n \qquad \dots(4)$$

اذ ان:
y_{nt} : تمثل قيمة المتغير الاستجابة في المشاهدة n عند فترة زمنية t. وابعادها (n×1)
μ_n :تمثل قيمة نقطة التقاطع في المشاهدة i. وابعاده (n×1)
β_t:تمثل قيمة ميل خط الانحدار .وابعاده (k×1)
γ_t: معلمة الاعتماد المكاني .
W_{nt}:مصفوفة التجاورات المكانية وابعادها (n×n) .
$X_{(nt)}$: تمثل قيمة المتغير التفسيري في المشاهدة n عند فترة زمنية t. وابعادها (n×k)
ϵ_{nt}:تمثل قيمة خطا المشاهدة n عند فترة الزمنية t.وابعاده (n×1)

11- طرائق التقدير :-

سيتم استعراض الطرائق المستعملة في تقدير انموذج الانحدار الذاتي المكاني للبيانات الطولية (SARPD) .

1-11 طريقة شبه الامكان الاعظم (QMLE)

تتيح هذه الطريقة تقدير المعلمات بشكل متسق وخصوصاً عندما يكون عدد المقاطع العرضية (n)محدداً ومقارباً الى (T) وبذلك تظهر مشكلة المعلمات المقاطع العرضية .
معادلة (4) يمكن ان تكتب بدلالة الاخطاء واعادة صياغتها بالشكل التالي[10]:-

$$\epsilon_{nt} = S_n Y_{nt} - X_{nt}\beta_t - \mu_n \qquad \dots(5)$$

$$S_n = (I_n - \gamma_t W_{nt}) \;, \quad \theta = (\gamma, \beta, \sigma^2)$$

$$l_{n,T}(\theta, \mu_n) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^{nT} e^{\frac{-\epsilon_{nt}'(\theta)\epsilon_{nt}(\theta)}{2\sigma^2}} \qquad \dots(6)$$

$$\ln\; l_{n,T}(\theta, \mu_n) = \frac{-nT}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + T\ln|S_n| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}\epsilon_{nt}'(\theta)\epsilon_{nt}(\theta) \qquad \dots(7)$$

$$\frac{dlnl}{d\mu_n} = \frac{1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}(S_n Y_{nt} - X_{nt}\beta_t - \mu_n) \qquad \dots(8)$$

$$\mu_n = \frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{t=1}^{T}(S_n Y_{nt} - X_{nt}\beta_t) \qquad \dots(9)$$

$$\ln\; l_{n,T}(\theta, \mu_n) = \frac{-\mathbf{nT}}{2}\ln(2\pi\sigma^2) + \mathbf{T}\ln|\mathbf{S_n}| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}[S_n Y_{nt} - X_{nt}\beta_t$$
$$- \frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{t=1}^{T}(S_n Y_{nt} - X_{nt}\beta_t)]^2 \qquad \dots(10)$$

وباخذ الحد الاخير من المعادلة اعلاه ونقوم بالتبسيط وباخذ الفروق للقيم الاصلية فان التاثيرات المكانية الثابتة (μ_n) لن تظهر في المعادلة ويمكن اعادة الصياغة بعد اخذ الانحرافات كالاتي[7] :

$$\tilde{Y}_{nt} = S_n^{-1}\tilde{X}_{nt}\beta_t + S_n^{-1}\tilde{\epsilon}_{nt} \qquad \dots(12)$$

$$W_{nt}\tilde{Y}_{nt} = G_n\tilde{X}_{nt}\beta_t + G_n\tilde{\epsilon}_{nt} \qquad , G_n = W_{nt}S_n^{-1} \qquad \dots(13)$$

يتم تقدير المعلمات عن طريق تعظيم دالة الامكان ومن خلال ايجاد المشتقة الاولى [4][10]:-

$$\frac{dlnl}{d\theta}=\begin{cases}\frac{dlnl}{d\beta_t}=\frac{1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{X}'_{nt}\tilde{\varepsilon}_{nt}\\ \frac{dln\,l}{d\gamma_t}=\frac{1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}((W_{nt}\tilde{Y}'_{nt})\tilde{\varepsilon}_{nt}-\sigma^2tr(G_n)) \\ \frac{dlnl}{d\sigma^2}=\frac{1}{2\sigma^4}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{\varepsilon}'_{nt}\tilde{\varepsilon}_{nt}\ -\ n\sigma^2)\end{cases} \quad \dots(14)$$

فبذلك يكون تقدير المعلمات الانموذج كالاتي :

$$\left.\begin{aligned}&\hat{\beta}_{nT}=[\sum_{t=1}^{T}\tilde{X}'_{nt}\tilde{X}_{nt}]^{-1}[\sum_{t=1}^{T}\tilde{X}'_{nt}S_n\tilde{Y}_{nt}]\\ &\hat{\gamma}_{nT}=[\sum_{t=1}^{T}(G_nW_{nt}\tilde{Y}_{nt})'W_{nt}\tilde{Y}_{nt}+T(\sigma^2+tr(J_nG_n)^2]^{-1}[\sum_{t=1}^{T}(G_nW_{nt}\tilde{Y}_{nt})'\tilde{Y}_{nt}]\\ &\hat{\sigma}^2_{nT}=\frac{\sum_{t=1}^{T}\tilde{\varepsilon}'_{nt}\tilde{\varepsilon}_{nt}}{nT}\end{aligned}\right\} \dots(15)$$

2-11طريقة التحويلات (TTA)

تستند هذه الطريقة الى اجراء تحويل لاستبعاد التاثيرات المكانية وذلك من خلال اختزال عدد المشاهدات بمقدار مشاهدة واحدة لكل عينة بمعنى (من (N×T) الى (N×(T-1))في حالة وجود تاثيرات المكانية بالانموذج. ويتم ذلك من خلال ضرب المتغيرات بمصفوفة التعامد الطبيعي للمتجهات المميزة والتي تتالف عناصر ها من [13].

$$F_{T,T-1},\frac{1}{T}l_T$$

التي تمثل المتجهات المميزة للمصفوفة (J_T) والتي عبارة عن :

$$J_T=I_T-\frac{1}{T}l_Tl'_T$$

اذ ان :

I_T : مصفوفة الوحدة ابعدها (T×T).

l_T : متجة عمودي ابعاده (T ×1) مؤلف من واحد صحيح .

$F_{T,T-1}$: مصفوفة ابعادها (T×T)مؤلفة من المتجهات المميزة لمصفوفة J_T.

اذ يتم ضرب المتغير المعتمد والمتغيرات التفسيرية للانموذج بالمقدار $F_{T,T-1}$ بذلك فان مصفوفة المتغير المعتمد Y_{nT} تصبح ابعادها N×(T-1) وكذلك الحال (X_{nT}) كالاتي :

$$\left.\begin{aligned}&[Y^*_{n1},Y^*_{n2},\dots Y^*_{n,T-1}]=[Y^*_{n1},Y^*_{n2},\dots Y^*_{nT}]F_{T,T-1}\\ &[X^*_{n1,k},X^*_{n2,k},\dots X^*_{n,T-1,k}]=[X^*_{n1,k},X^*_{n2,k},\dots X^*_{nT,k}]F_{T,T-1}\end{aligned}\right| \dots(16)$$

$$[\epsilon^*_{n1},\epsilon^*_{n2},\dots,\epsilon^*_{n,T-1}]'=(F'_{T,T-1}\otimes I_n)[\epsilon^*_{n1},\epsilon^*_{n2},\dots,\epsilon^*_{n,T}]'$$

$$E(\epsilon^*_{n1},\epsilon^*_{n2},\dots,\epsilon^*_{n,T-1})'(\epsilon^*_{n1},\epsilon^*_{n2},\dots,\epsilon^*_{n,T-1})=\sigma^2(F'_{T,T-1}\otimes I_n)(F_{T,T-1}\otimes I_n)$$
$$=\sigma^2 I_{n(T-1)} \quad \dots(17)$$

وبالنسبة التأثيرات المكانية الثابتة (μ_n)فان الخصائص ($F_{T,T-1}$) اذ ضربت بمتجه من الثوابت فان النتيجة تساوي صفراً .

$$[\mu_n,\mu_n,\dots,\mu_n]'\ F_{T,T-1}=0 \qquad \dots(18)$$

وبعد تطبيق اسلوب التحويلات يصبح الانموذج بالشكل الاتي [13]:

$$Y_{nt}^{*}=\gamma_t W_{nt}Y_{nt}^{*}+X_{nt}^{*}\beta_t+\epsilon_{nt}^{*} \qquad t=1,2,\dots,T-1 \quad \dots(19)$$

$$W_{nt}Y_{nt}^{*}=G_n X_{nt}^{*}\beta_t+G_n\epsilon_{nt}^{*} \quad \dots(20)$$

$$G_n=W_{nt}(I_n-\gamma_t W_{nt})^{-1}$$

$$lnl=\frac{-n(T-1)}{2}\ln(2\pi\sigma^2)+(T-1)ln|I_n-\gamma_t W_{nt}|-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T-1}\epsilon_{nt}^{*'}\epsilon_{nt}^{*} \quad \dots(21)$$

$$\frac{dlnl}{d\theta}=\begin{cases}\frac{dlnl}{d\beta_t}=\frac{1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T-1}X_{nt}^{*'}\epsilon_{nt}^{*}\\ \frac{dln\,l}{d\gamma_t}=\frac{1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T-1}((W_{nt}Y_{nt}^{*})\epsilon_{nt}^{*}-\sigma^2 tr(J_nG_n))\\ \frac{dlnl}{d\sigma^2}=\frac{1}{2\sigma^4}\sum_{t=1}^{T-1}(\epsilon_{nt}^{*'}\epsilon_{nt}^{*}-n\sigma^2)\end{cases} \quad \dots(22)$$

فبذلك يكون تقدير المعلمات الانموذج كالاتي [5]:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{nT}&=[\sum_{t=1}^{T-1}X_{nt}^{*'}X_{nt}^{*}]^{-1}[\sum_{t=1}^{T-1}X_{nt}^{*'}S_nY_{nt}^{*}]\\ \hat{\gamma}_{nT}&=[\sum_{t=1}^{T-1}(W_{nt}Y_{nt}^{*})'W_{nt}Y_{nt}^{*}+(T-1)(\sigma^2+tr(G_n)^2)]^{-1}[\sum_{t=1}^{T-1}(W_{nt}Y_{nt}^{*})'Y_{nt}^{*}]\\ \hat{\sigma}_{nT}^2&=\frac{\sum_{t=1}^{T-1}\epsilon_{nt}^{*'}\epsilon_{nt}^{*}}{n(T-1)}\end{aligned} \quad \dots(23)$$

12- اختبار موران :-

هو واحد من اهم الاختبارات التي تستعمل للكشف عن الاعتماد المكاني أي الارتباط الذاتي المكاني بين المناطق المتمثلة بوجود ارتباط مكاني بين لقيم وكذلك معرفة مدى انتشار الظاهرة مكانياً من خلال التماثل في توزيع المفردات الظاهرة مكانياً ، حيث تتراوح قيمة اختبار موران بين (1,1-) تشير القيمة المقاربة من (1-)الى الانتشار المتباعد بينما القيمة المقاربة من (1)الى الانتشار متقارب [3].

وان صيغة معامل موران تكون بالشكل التالي[14]:-

$$I_{Moran}=\left(\frac{R}{S_0}\right)y_{nt}'w_ny_{nt}(y_{nt}'y_{nt})^{-1} \quad ,S_0=\sum_{i}^{n}\sum_{j}^{n}w_{ij} \quad \dots(24)$$

اذ ان

R: تمثل عدد المناطق (المقاطع العرضية)

w_n = مصفوفة الاوزان المكانية ذات الابعاد $n\times n$

S_0= تمثل مجموعة الاوزان المكانية

وعليه يمكن اجراء اختبار موران (Z) وفق صيغة الاتية[14] :

$$Z=\frac{I_{Moran}-E(I_{Moran})}{\sqrt{var(I_{Moran})}} \quad \dots(25)$$

$$E(I_{Moran})=\frac{-1}{R-1} \quad \dots(26)$$

$$var(I_{Moran})=\frac{R\,S_4-S_3S_1(1-2R)}{(R-1)(R-2)(R-3)(\sum_i\sum_j w_{ij})^2} \quad \dots(27)$$

اذ ان:

$$S_1 = \frac{1}{2}\sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2$$

$$S_2 = \frac{1}{2}\sum_i (\sum_i w_{ij} + \sum_j w_{ji})^2$$

$$S_3 = \frac{R^{-1}(Y'_{nt}Y_{nt})^2}{(R^{-1}Y'_{nt}Y_{nt})^2}$$

$$S_4 = (R^2 - 3R + 3)S_1 - RS_2 + 3(\sum_i \sum_j w_{ij})^2$$

ومن اجل اختبار وجود الاعتماد المكاني من عدمه نستخدم الفرضية الاتية :

$H_0: \rho = 0$ عدم وجود الاعتماد مكاني

$H_1: \rho \neq 0$ وجود الاعتماد المكاني

13- معيار المقارنة متوسط الخطأ المطلق النسبي :-

يتم من خلال هذه المعيار اختيار الطريقة الافضل من بين طريقتي تقدير الانموذج، فكلما كانت قيمة المعيار قليلة كلما كانت الطريقة هي الافضل بالتقدير الانموذج ويمكن احتسابه وفق الصيغة الاتية [3]:

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t}\right| \times 100\% \quad ...(28)$$

اذ ان :

$\hat{Y}_t$:القيم المقدرة عند المشاهدة t.

Y_t: القيم الحقيقية عند المشاهدة t

n : حجم العينة

14- وصف التجارب المحاكاة :

من خلال استعمال برنامج احصائي (Matlab) تم اجراء عدد من تجارب المحاكاة التي تضمنت على الاتي،

اولاً:- استعمال قيمة واحدة للمقاطع العرضية (n=20) ولثلاثة فترات زمنية مختلفة (T=5,10,20) وبذلك تكون لدينا ثلاثة حجوم عينات مختلفة هي (nt=100,200,400) وكذلك استعمال قيمتين للتباين (σ^2=0.2,0.9) واستعمال ثلاث قيم مختلفة للاعتماد المكاني وهي (γ=0.2,0.3,0.6) على ان تتكرر هذه التجربة (1000) مرة .

ثانياً:- توليد متغيرات العشوائية :

في هذه الفقرة سيتم توليد المتغيرات العشوائية المتضمنة في انموذج الانحدار الذاتي المكاني للبيانات الطولية والمتمثلة بالاتي :-

- توليد متغير المستقل: يتم توليد متغير تفسير واحد وفق التوزيع المنتظم X~(0,1) .
- توليد الاخطاء العشوائية: يتم توليدها وفق التوزيع الطبيعي $\epsilon_{nt} \sim N(0,\sigma^2)$.
- توليد المتغير المعتمد: يتم توليد المتغير المعتمد (Y) ليتناسب مع واقع المشكلة المدروسة.
- تحديد مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة: في هذه الفقرة يتم ايجاد المصفوفة الاوزان المكانية المعدلة وفق معيار التجاور Rook.

15- نتائج المحاكاة :

بعد تنفيذ تجارب المحاكاة وبهدف المقارنة بين طريقتي التقدير المستعملة في البحث وفي ظل مصفوفة الاوزان المكانية المعدلة وباستعمال معيار المقارنة متوسط الخطأ المطلق النسبي (MAPE) حيث تمت المقارنة وكانت النتائج كما في الجداول ادناه .

جدول (2)

يبين نتائج تقدير المعلمات عند عدد المقاطع العرضية (20) وللفترات الزمنية الثلاث (T=5,10,20) لقيم معلمات اولية عند $B_t=1$ و $\gamma_t=0.2$ و $\sigma^2=0.2$ من خلال استخدام معيار تجاور Rook بتكرار 1000

T	n	Methods	mean($B_t$hat)	MAPE(B_t)	$\gamma_t$hat	MAPE of Model	Best Method
5	20	QMLE	0.8020	0.2110	0.2170	0.2812	
		TTA	1.0511	0.1806	0.2770	0.2542	TTA
10		QMLE	0.8105	0.2001	0.1235	0.3023	
	20	TTA	1.0263	0.2698	0.1322	0.2820	TTA
20		QMLE	0.8112	0.2000	0.0660	0.3234	
	20	TTA	0.8926	0.4320	0.0640	0.3580	QMLE

جدول (3)

يبين نتائج تقدير المعلمات عند عدد المقاطع العرضية (20) وللفترات الزمنية الثلاث (T=5,10,20) لقيم معلمات اولية عند $B_t=0.8$ و $\gamma_t=0.3$ و $\sigma^2=0.2$ من خلال استخدام معيار تجاور Rook بتكرار 1000

T	n	Methods	mean($B_t$hat)	MAPE(B_t)	$\gamma_t$hat	MAPE of Model	Best Mathod
5	20	QMLE	0.5136	0.2867	0.0969	0.4488	
		TTA	0.8914	0.1993	0.1705	0.2792	TTA
10	20	QMLE	0.5084	0.2917	0.0492	0.4558	
		TTA	0.8697	0.2787	0.0778	0.3364	TTA
20	20	QMLE	0.5044	0.2960	0.0257	0.4653	
		TTA	0.7544	0.4175	0.0377	0.3901	TTA

جدول (4)
يبن نتائج تقدير المعلمات عند عدد المقاطع العرضية (20) وللفترات الزمنية الثلاث (T=5,10,20) لقيم معلمات اولية عند $B_t=0.3$ و $\gamma_t=0.6$ و $\sigma^2=0.2$ من خلال استخدام معيار تجاور Rook بتكرار 1000

T	n	Methods	mean($B_t$hat)	MAPE(B_t)	$\gamma_t$hat	MAPE of Model	Best Mathod
5	20	QMLE	0.0820	0.2180	0.0129	0.5693	TTA
		TTA	0.3371	0.1719	0.0215	0.4572	
10	20	QMLE	0.0786	0.2214	0.0062	0.5635	TTA
		TTA	0.3401	0.2115	0.0093	0.4555	
20	20	QMLE	0.0770	0.2230	0.0031	0.5674	TTA
		TTA	0.3254	0.2662	0.0043	0.4730	

جدول (5)
يبن نتائج تقدير المعلمات عند عدد المقاطع العرضية (20) وللفترات الزمنية الثلاث (T=5,10,20) لقيم معلمات اولية عند $B_t=1$ و $\gamma_t=0.2$ و $\sigma^2=0.9$ من خلال استخدام معيار تجاور Rook بتكرار 1000

T	n	Methods	mean($B_t$hat)	MAPE(B_t)	$\gamma_t$hat	MAPE of Model	Best Mathod
5	20	QMLE	0.8451	0.4985	0.5804	0.8936	QMLE
		TTA	0.9038	0.4957	0.5250	0.9438	
10	20	QMLE	0.8066	0.4939	0.3965	0.8889	QMLE
		TTA	0.8729	0.6467	0.2694	0.9715	
20	20	QMLE	0.8390	0.4895	0.2452	0.8855	QMLE
		TTA	0.8740	0.8150	0.1294	1.0131	

جدول (6)
يبن نتائج تقدير المعلمات عند عدد المقاطع العرضية (20) وللفترات الزمنية الثلاث (T=5,10,20) لقيم معلمات اولية عند $B_t=0.8$ و $\gamma_t=0.3$ و $\sigma^2=0.9$ من خلال استخدام معيار تجاور Rook بتكرار 1000

T	n	Methods	mean($B_t$hat)	MAPE(B_t)	$\gamma_t$hat	MAPE of Model	Best Mathod
5	20	QMLE	0.4863	0.4441	0.4178	0.9705	QMLE
		TTA	0.7159	0.4528	0.3638	0.9840	
10	20	QMLE	0.4826	0.4462	0.2653	0.9735	QMLE
		TTA	0.6776	0.5485	0.1780	1.0026	
20	20	QMLE	0.5183	0.4464	0.1527	0.9689	QMLE
		TTA	0.6857	0.7076	0.0813	1.0340	

جدول (7)

يبين نتائج تقدير المعلمات عند عدد المقاطع العرضية (20) وللفترات الزمنية الثلاث (T=5,10,20) لقيم معلمات اولية عند $B_t=0.3$ و $\gamma_t=0.6$ و $\sigma^2=0.9$ من خلال استخدام معيار تجاور Rook بتكرار 1000

T	n	Methods	mean($B_t$hat)	MAPE(B_t)	$\gamma_t$hat	MAPE of Model	Best Mathod
5	20	QMLE	0.0960	0.2671	0.1759	1.1689	TTA
		TTA	0.2883	0.4100	0.1209	1.1668	
10	20	QMLE	0.0776	0.2741	0.0972	1.1773	TTA
		TTA	0.2414	0.4744	0.0529	0.8919	
20	20	QMLE	0.0781	0.2655	0.0511	1.1809	TTA
		TTA	0.2568	0.4814	0.0236	0.7008	

1-15 ملخص الجداول النهائية لطرائق التقدير :-

جدول (8)

يوضح ملخص قيم معيار المقارنة (MAPE)المستعرض في جميع الجداول .

			$\sigma^2=0.2$			$\sigma^2=0.9$		
T	n	Mathod	$B_t=1$, $\gamma_t=0.2$	$B_t=0.8$, $\gamma_t=0.3$	$B_t=0.3$, $\gamma_t=0.6$	$B_t=1$, $\gamma_t=0.2$	$B_t=0.8$, $\gamma_t=0.3$	$B_t=0.3$, $\gamma_t=0.6$
5	20	QMLE	0.2812	0.4488	0.5693	0.8936	0.9705	1.1689
		TTA	0.2542	0.2792	0.4572	0.9438	0.9840	1.1668
10	20	QMLE	0.3023	0.4558	0.5635	0.8889	0.9735	1.1773
		TTA	0.2820	0.3364	0.4555	0.9715	1.0026	0.8919
20	20	QMLE	0.3234	0.4653	0.5674	0.8855	0.9689	1.1809
		TTA	0.3580	0.3901	0.4730	1.0131	1.0340	0.7008

من خلال الجدول اعلاه الذي يوضح ملخص اقل قيمة لمعيار المقارنة (MAPE)لتلك الجداول والذي يبين افضلية طريقتي حيث تبين لنا ان طريقة التحويلات تكون افضل طريقة ولانها امتلكت اقل قيمة لمعيار المقارنة وبقيمة (0.2542)

16- الاستنتاجات :

1 – اظهرت النتائج من خلال استعمال معيار المقارنة المتوسط الخطا المطلق النسبي (MAPE) ان افضل طريقة هي التحويلات (TTA) لانها حققت اقل قيمة لمعيار المقارنة .

2- نلاحظ من خلال معيار المقارنة (MAPE) ان افضل النتائج كان عند حجم العينة(100).

3- اظهرت قيم طريقة شبة الامكان الاعظم (QMLE) ومن خلال معيار المقارنة (MAPE) في بعض الحالات قيم عالية ويدل على ان الطريقة اقل كفاءة من طريقة التحويلات (TTA).

17- المصادر:

17-1المصادر العربية :-

1) اغميس، انوار صباح.(2023)"مقارنة بعض طرائق تقدير انموذج ديربن المكاني شبة المعلمي مع تطبيق عملي" رسالة ماجستير في قسم الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد جامعة المستنصرية .

2) الجمال، زكريا يحيى.(2012)"اختيار النموذج في نماذج البيانات الطولية الثابتة والعشوائية"، بحث منشور في مجلة العلوم العراقية (21)ص ص.(266-285).

3) حسين،سجى احمد و عكار، احمد عبد علي (2019)" اقتراح دوال لبية مع طريقة ذات المرحلتين لتقدير انموذج الخطا الانحدار الذاتي المكاني شبة المعلمي (SPSEM)بحث منشور في مجلة الادارة والاقتصاد جامعة بغداد لسنة (42) العدد (122).

4) الشلبي، عهود. (2021)،"بعض طرق التقدير لنماذج البيانات الاطارية المكانية ".بحث منشور في مجلة الاجتماعية والقومية ،المجلد الثامن والخمسين ،العدد الثالث.

5) شهيد، سهاد علي(2016)"مقارنة بعض طرائق المعلمية لتقدير معلمات الانموذج الديناميكي المكاني لبيانات Panel" رسالة ماجستير في الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد جامعة المستنصرية

17-2 المصادر الاجنبية :-

6) Gumprecht, D.(2005)"Spatial Methods in Econometrics.An Application to R&D Spillovers" Department of Statistics and Mathematic.

7) Guo,J. & Qu, X.(2020)"fixed effects speatial panel data model with time-varying spatial dependence".Economics Letters, Vol; (196),109531.

8) Ibrahim, W.S. & Mousa, N.S.(2022)"Estimation of the general spatial regression model (SAC) by maximam Likelihood method " .Int.J.Nonlinear Anal Appl.(13),(2947-2957).

9) Kerkman, K. (2019) "Spatial Dependence in Travel Demand Models (Causes,implication, and solutions" Radboud University.

10) Lee,L.F. & Yu, J. (2010)"Estimation of spatial autoregressive Panel data models with fixed effects" Vol; (154), pp.(165-185).

11) Lesge, J.P.(1998); "Spatail Econometrics ; Department of Economics" University of Toledo: pp.(3-7).

12) Rohinson, P.M. (2007),"Developments in the Analysis of Spatial Data" London School of Economics.

13) Shaheed, S.A. & AL-Saffar, R.S.(2020) "Measuring the Impact of Environmental Sustainablity on Tuberculosis Rates Using the Two-Stage Least Squares Mathod in the Polled Model" international Journal on Advanced Science Engineering Information Technology, Vol ; (10) .No(6)

14) Shaheed, S.A. & AL-Saffar, R.S. (2021) "Estimation of COVID-19 infectionsin Iraqi governorates Using generalized moments method in spatial autoregressive model" Periodicals of Engineering and Natural Sciences, Vol; (9). PP.(363-373).

15) Utomo, W.H. & Sri, J. (2013)"Identification of Spatial Patterns of Food Insecurity Regions using Moran I (Case Study : Boyolali Regency)" International Journal of Computer Application (0975-8886).
16) Wang,W. & Lee,L.F. (2013), "Estimation of spatial panel data models with randomly missing data in the dependent variable" Regional Science and Urban Economics (43), PP(521-538).

Spatial Autoregressive Model Estimation By Quasi-Maximum Likelihood And Transformation Methods For Panel Data Via Simulation

Ahmed Karim Awdah **As.Pr. Dr.Ahmed Abdelali Akar**
College of Administration and Economics, Al-Mustansiriya University
Department of Statistics,
ahmed.awdah@uomustansiriyah.edu.iq drahmedabd@uomustansiriyah.edu.iq

Abstract:
This research deals with the study of the spatial autoregressive model for panel data, where the model parameters were estimated using two estimation methods (the Quasi maximum likelihood method, the transformation method) and with the presence of the spatial weight matrix modified according to the Rook adjacency criterion. The two methods were compared using the comparison criterion of the mean absolute percentage error (MAPE) with the aim of arriving at the best estimation method. Simulation experiments were also used on cross-sections (n=20) and for three different time values (T=5,10,20) and for three different sample sizes (nt=100,200,400) and through the comparison criterion that leads us to the best estimation method, which is the transformation method (TTA).
Keywords: Spatial dependence, Rook standard, Panel data, Quasi maximum likelihood method, transformation method, comparison criterion (MAPE).
Yes, the research is taken from a master’s thesis..