

# تقدير نماذج الانحدار الحيزي لنسب الفقر في أقضية العراق للعام

٢٠١٢<sup>١</sup>

الباحث/ سوسن قاسم هادي

كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد

أ.م.د. عمر عبد المحسن علي

كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد

[dromarqaisy@yahoo.com](mailto:dromarqaisy@yahoo.com)

## المستخلص

تناول البحث نموذج الانحدار الذاتي الحيزي ونموذج الخطأ الحيزي في محاولة لتقديم دليل عملي يوضح أهمية التحليل الحيزي، مع التركيز بصفة خاصة على أهمية استعمال نماذج الانحدار الحيزي والتي تضم كل منها الاعتمادية الحيziee التي يتم اختبار وجودها من عدمه بأختبار موران، وإن تجاهل هذه الاعتمادية قد يؤدي إلى ضياع معلومات مهمة عن تلك الظاهرة تتعكس في نهاية المطاف على قوة تقدير المؤشر الإحصائي المستخرج، تعد هذه النماذج حلقة الوصل بين نماذج الانحدار المعتادة مع نماذج السلسل الزمنية. وتم تطبيق التحليل الحيزي على بيانات المسح الاجتماعي والأقتصادي للأسرة في العراق 2012. ولقياس افضلية النماذج المستعملة في البحث تم استعمال معايير مقارنة مثل: الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ ومتوسط الخطأ النسبي المطلق ومعامل التحديد المعدل، وبمصفوفات وزن مختلفة (ثنائية و معدلة) تأخذ بعين الاعتبار تأثير الجواريات بين الأقضية.

## المصطلحات الرئيسية للبحث/ التحليل الحيزي - نسب الفقر - إختبار موران - ديموغرافيا.



مجلة العلوم

الاقتصادية والإدارية

المجلد 20

العدد 79

سنة 2014

الصفحات ٣٥١-٣٢٧



## 1- المقدمة وهدف البحث

### 1-1 المقدمة

تعد مسألة نمذجة الظواهر المختلفة بنماذج رياضية اقرب ما يمكن إلى الواقع الفعلي عند استعمال الآليات تطبيق مناسبة لتلك النماذج. وهي على أنواع مختلفة فمنها الاحتمالي والتي تعتمد في صياغتها على الاحتمالات الصرفية (نماذج السلسل الزمنية، نماذج سلاسل ماركوف، نماذج المعمولية) ومنها النماذج السببية، والتي تقوم صياغة نماذجها على ما يعرف بالسبب ونتيجة السبب وتأتي في مقدمة هذه النماذج ما تسمى بنماذج الانحدار. على الرغم من عد صفة الاستقلالية صفة إحصائية مرغوبة عند إستعمال التحليل التقليدي للنماذج السببية لتسهيل عمليات الأستدلال الأحصائي التي يفترض في معظمها على توافر هذه الصفة- إلا أن وجود إرتباط بين مشاهدات الظاهرة المدرستة ذاتها- وهو ما يعرف بالأرتباط الذاتي. يتم أخذ هذه بنظر الاعتبار حيثما بزرت الحاجة إلى الاهتمام به، كما هي الحال في تحليل السلسل الزمنية، أذ يكون الزمن هو المتغير الفاعل والمفسر لاستجابات المشاهدات عوضاً عن الاستعانة بالمتغيرات التوضيحية  $S'X$ . ولا تتوقف مسألة التحليل الإحصائي في ظل وجود إرتباط ذاتي على السلسل الزمنية فقط، بل قد تتعدها الظاهرة المدرستة إلى أن تكون المسافات الحيزية بين المشاهدات بشكل أو آخر وليس المسافات الزمنية، المسافات الزمنية هي ذات اتجاه واحد بينما المسافات الحيزية يكون على الأقل باتجاهين. وعند تحليل البيانات الحيزية وعدم أخذ التأثيرات الحيزية في الاعتبار قد يؤدي إلى تقليل الدقة في تقديرات النموذج.

### 2- هدف البحث

قدم هذا البحث طرائق تقدير تأخذ بنظر الاعتبار مقدار التجاور الحيزي كأساليب مستعارة من تحليل السلسل الزمنية المعروفة مع استبدال الاعتمادية الحيزية-الإقضية والمحافظات- بدلاً عن الاعتمادية الزمنية-السنوات- مما يضفي قوة استدلالية (معلومات إضافية) للتقديرات الإحصائية فيما يخص ظاهرة الفقر كظاهرة اقتصادية ذات بعد إجتماعي يتم الاهتمام بها غالباً في البحوث الديموغرافية بعد دمجها بنموذج الانحدار. والمقارنة بين نماذج الانحدار الحيزي باستعمال معايير المقارنة لتعيين أفضليتها.

## 2- الجانب النظري

سيتم في هذا الجانب التطرق إلى نماذج الانحدار الحيزية والتي تعتمد بشكل أساس على مصفوفة وزن  $W$  وتكون هذه المصفوفة مبنية على أساس التجاورات أي علاقات التجاور لكل موقع مع الموقع الآخر في صف واحد من صفوف المصفوفة، العناصر القطرية في المصفوفة مساوية إلى الصفر. يتم استعمال نماذج الانحدار الحيزية في حالة إكتشاف وجود إرتباط ذاتي حيزياً باعتبار ذلك مشكلة. وثم التطرق إلى طريقة التقدير مع استعمال بعض معايير المقارنة، كما موضح في الفقرات أدناه.

**1-2 النماذج المستعملة**

هناك العديد من النماذج الحيزية التي يمكن التعامل معها، إلا أن الأوسع انتشاراً هي:-

**1-2-1 نموذج انحدار ذاتي حيزي Spatial Autoregressive Model: SAR**

يشار إلى هذا النموذج كنموذج حيزي مختلط (Mixed Regressive Model) حيث يتم ادراج المتغير المعتمد المختلف حيزيًا كأحد المتغيرات التوضيحية (WY)، وان معلمة معامل التأثير الحيزي ( $\lambda$ ) هي التي تصف قوة الاعتماد الحيزي<sup>(8)</sup>. الصيغة الرياضية لنموذج (SAR) كما موضح في أدناه<sup>(10)</sup>.

$$\begin{aligned} \underline{Y} &= \lambda W \underline{Y} + X \beta + \underline{\epsilon} \\ \underline{\epsilon} &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad \dots(1)$$

إذ أن:-

$\underline{Y}$ : متوجه ذو ( $n \times 1$ ) لمشاهدات المتغير المعتمد.

$\lambda$ : معلمة التأثيرات الحيزية أو تسمى معلمة الانحدار الذاتي الحيزي.

$W$ : مصفوفة التجاور الحيزي أبعادها ( $n \times n$ ).

$X$ : مصفوفة ذات أبعاد ( $(n \times k+1)$ ) لمشاهدات المتغيرات التوضيحية.

$\beta$ : متوجه ذو ( $(k+1) \times 1$ ) للمعلمات المطلوب تقديرها.

$\underline{\epsilon}$ : متوجه ذو ( $n \times 1$ ) للأخطاء العشوائية.

$I_n$ : تمثل مصفوفة الوحدة (identity) ( أبعادها ( $n \times n$ )).

إن قيمة معلمة الانحدار الحيزي تقع بين  $-1 < \lambda < +1$ . عندما تكون قيمة  $\lambda = 0$  أي انه لا يوجد ارتباط ذاتي حيزي (لا يكون هناك إعتماد حيزي)، ويكون نموذج الانحدار هو النموذج التقليدي (GLM).

**1-2-1-1 تقدير الإمكان الأعظم لنموذج (SAR)**

طريقة تقدير الإمكان الأعظم (ML) ، هي إحدى الطرق الأكثر أهمية لأنها تعطي أفضل تقدير للمعلمة من بين عدة تقديرات ممكنة، عند تحليل بيانات السلسل الزمنية، التي يكون فيها المتغير التابع مختلف بفترة زمنية واحدة (مثلا:  $Y_{t-1}$  )، حيث انه لا يسبب هذا المتغير "الزمني" أي مشاكل بالنسبة لتقديرات المربيعات الصغرى OLS إذا لم يكن هناك أي إرتباط زمني أو تسلسلي في باقي نموذج الإنحدار. يواجه استعمال تقدير المربيعات الصغرى لتقدير نموذج التأثير الحيزي مشكلة بسبب  $WY$  و  $\epsilon$  غير مستقلين عن بعضهما<sup>(2)</sup>، لذا فالبديل هو تقدير الإمكان الأعظم لنماذج التأثير الحيزي، وإن دالة الإمكان الأعظم لهذا النموذج هي<sup>(11)(12)</sup>:

$$\ln L(\beta, \lambda, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \left(\frac{n}{2}\right) \ln \sigma^2 + \ln \|A\| - \left(\frac{1}{2\sigma^2}\right) (AY - X\beta)' (AY - X\beta)$$

$$A = (I - \lambda W)$$



وباشتقاق الدالة اعلاه بالنسبة الى  $\beta^2$  ومساواتها بالصفر نحصل على:-

$$\underline{b}_{ML} = (X' X)^{-1} X' Y - \lambda (X' X)^{-1} X' W Y \quad \dots(2)$$

$$\underline{b}_{ML} = b_o - \lambda b_L$$

$$\hat{\sigma}^2_{ML} = (e_o - \lambda e_L)' (e_o - \lambda e_L) / n$$

$$e_o = Y - X b_o$$

$$e_L = WY - X b_L$$

$$e = e_o - \lambda e_L$$

إذا أن:-

$b_o$ : موجه المعلمات الانحدار  $Y$  على  $X$ .

$b_L$ : موجه معلمات الانحدار  $WY$  على  $X$ .

$\lambda$ : معلمة التأثيرات الحيزية.

$e_o$ : موجه بواقي نموذج انحدار  $Y$  على  $X$ .

$e_L$ : موجه بواقي نموذج انحدار  $WY$  على  $X$ .

لا يمكن إيجاد كل من  $\hat{\sigma}^2_{ML}$  ما لم تكن معلمة ( $\lambda$ ) معلومة، لقد اقترح (Ord)<sup>(13)</sup> في عام 1975 انه يمكن حساب المحددة  $|I - \lambda W|$  كما في أدناه.

$$|I - \lambda W| = \prod_{i=1}^n (1 - \lambda \omega_i)$$

$$\ln |I - \lambda W| = \sum_{i=1}^n \ln (1 - \lambda \omega_i)$$

إذا أن:-

$\lambda$ : معلمة التأثيرات الحيزية.

$W$ : مصفوفة التجاور الحيزي أبعادها ( $n \times n$ ).

$\omega_i$ : هي قيم (eigen values) لمصفوفة الأوزان ( $W$ ).

وبعد الحصول على قيم eigen values لمصفوفة الأوزان يمكن الوصول للحل باستعمال طريقة تطبيق تحقيق الأمثلية غير الخطية Nonlinear Optimization. بعد تعويض عن تقديرات معاملات الانحدار في دالة الإمكان ينتج ما يسمى دالة الإمكان المركزة (Concentrated likelihood function) والتي تحتوي على معلمة واحدة فقط ( $\lambda$ ) وتكون بالصيغة الآتية<sup>(11)</sup>:-

$$Lc = \frac{-n}{2} \ln \left[ \frac{(e_o - \lambda e_L)' (e_o - \lambda e_L)}{n} \right] + \sum_{i=1}^n \ln (1 - \lambda \omega_i) \quad \dots(3)$$

وتكون معلمة التأثيرات الحيزية تنتهي للفترة ( ) حيث إن  $\omega_{\min} < \omega_{\max} < 1/(\omega_{\min})$  هي أكبر واصغر قيم للجذور المميزة لمصفوفة الأوزان الحيزية  $W$ .

**2-1-2 نموذج الخطأ الحيزني****Spatial Error Model: SEM**

إن من أهم الخروقات التي تنتاب نموذج الانحدار هي إستقلالية حد الخطأ، لذا سوف يتم دراستها ضمن هذا النموذج. ويفترض نموذج الخطأ إن أخطاء النموذج ترتبط حيزياً (عكس افتراض استقلال الأخطاء في النموذج التقليدي)، وبهدف هذا النموذج (نموذج الخطأ الحيزني) إلى تصحيح الخطأ الحيزني. إن تقديرات (OLS) تبقى غير متحيزة لكن كفؤة<sup>(14)</sup>. الصيغة الرياضية للنموذج هي كالتالي<sup>(11)</sup>:

$$\underline{Y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{u} \quad \dots(4)$$

$$\underline{u} = \theta W \underline{u} + \underline{\varepsilon}$$

$$\underline{u} = (I - \theta W)^{-1} \underline{\varepsilon}$$

$$\underline{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

إذ أن:-

$\underline{Y}$ : متوجه ذو ( $n \times 1$ ) لمشاهدات المتغير المعتمد.

$X$ : مصفوفة ذات أبعاد ( $n \times (k+1)$ ) لمشاهدات المتغيرات التوضيحية.

$\underline{\beta}$ : متوجه ذو ( $(k+1) \times 1$ ) للمعلمات المطلوب تقديرها.

$\underline{u}$ : متوجه الأخطاء المرتبطة حيزياً ببعاده ( $n \times 1$ ).

$\underline{\varepsilon}$ : متوجه ذو ( $n \times 1$ ) للأخطاء العشوائية.

$I_n$ : تمثل مصفوفة الوحدة (identity) أبعادها ( $n \times n$ ).

$W$ : مصفوفة التجاور الحيزني أبعادها ( $n \times n$ ).

$\theta$ : هي معلمة الانحدار الذاتي الحيزني التي ستقدر مع معلمات الانحدار أو هي معلمة معامل التأثر الحيزني على الخطأ  $u$ . نلاحظ في نموذج الخطأ الحيزني (SEM) معلمة الاعتماد الحيزني تكون في تعبير الخطأ<sup>(2)</sup>. إذا كانت ( $\theta = 0$ ) فهذا يعني أنه لا يوجد ارتباط حيزني بين الأخطاء لمشاهدات التجاورة  $j, i$ . ويعني بأن نموذج الإنحدار الخطى التقليدى هو النموذج المناسب. أما إذا كانت ( $\theta \neq 0$ ) يعني وجود الاعتماد الحيزنى بين الأخطاء لمشاهدات التجاورة.

**2-1-2-1 تقدير الإمكان الأعظم لنموذج (SEM)**

في نموذج التأثر الحيزني، يكون الإهتمام بتقدير المعلمة ( $\lambda$ ) وهي معلمة الانحدار الذاتي والتي تعكس قيمة التأثيرات الحيزية الناتجة من طبيعة الارتباط الحيزني بين قيم المتغير التابع، وفي نموذج الخطأ الحيزني يكون الإهتمام بالمعلمة ( $\theta$ ) والتي هي معامل يوضح الارتباط بين الباقي. دالة الإمكان الأعظم لهذا النموذج هي<sup>(11)(4)</sup>:

$$L(\beta, \theta, \sigma^2) = \frac{-n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \theta W| - (1/2\sigma^2) [(\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta})' (I - \theta W)' (I - \theta W) (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta})] \dots(5)$$

وبإجراء التفاضل نسبة إلى  $\beta$  و  $\sigma^2$  ومساواتها بالصفر نحصل على:

$$\underline{b}_{ML} = [(X' (I - \theta W)' (I - \theta W) X)^{-1} X' (I - \theta W)' (I - \theta W) Y] \dots(5)$$

$$\underline{e} = [(I - \theta W) Y - ((I - \theta W) X) \underline{b}_{ML}]$$

$$\hat{\sigma}^2_{ML} = \underline{e}' \underline{e} / n$$



عند تقدير معلمات نموذج الخطأ الحيزي باستعمال تقديرات الإمكان الأعظم تستعمل الجذور المميزة لمصفوفة الأوزان الحيزية. وبصفة عامة فإنه لا يمكن الحصول على تقدير لمعلمة الانحدار الذاتي ( $\theta$ ) من (OLS) ولكن يتم تقدير ( $\theta$ ) من تعظيم دالة الإمكان المركزية، هي دالة بمعلمة واحدة فقط وهي معلمة الانحدار الذاتي وتأخذ الصيغة الآتية:-

$$Lc = \frac{-n}{2} \ln \left[ \frac{e' e}{n} \right] + \sum_{i=1}^n \ln(1 - \theta \omega_i) \quad \dots(6)$$

ذلك يتم حساب المحددة  $|I - \theta W|$  بنفس الأسلوب المتبوع في نموذج (SAR) كما في أدناه.  
 $|I - \theta W| = \prod_{i=1}^n (1 - \theta \omega_i)$   
 $\ln |I - \theta W| = \sum_{i=1}^n \ln (1 - \theta \omega_i)$

### Spatial Weights Matrix

### ٢-٢ مصفوفة الأوزان الحيزية

اختيار مصفوفة الأوزان الحيزية يلعب دوراً حاسماً في تحديد التأثيرات الحيزية. لذلك ينبغي اختيار مصفوفة أوزان مناسبة<sup>(15)</sup>. هناك العديد من مصفوفة الأوزان الحيزية:-

#### Binary Contiguity Weights Matrix

#### ١-٢-٢ مصفوفة اوزان التجاور الثنائي

مصفوفة موجبة ومربعة ابعادها ( $n \times n$ ), إذا  $i, j$  متجاورة فان  $W_{ij} = 1$ , عندما  $i, j$  ليست متجاورة = 0 وتمثل  $W_{ij}$  عنصر في مصفوفة  $W^{(6)}$ .

$$W = \begin{cases} 1 & i \text{ neighbor } j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \dots(7)$$

#### Row - Standardized Weights Matrix

#### ٢-٢-٢ مصفوفة اوزان صفيحة مقيسة

هذه المصفوفة تسمى أحياناً المصفوفة المعدلة وفيها مجموع كل صف مساوياً إلى الواحد، حيث تعتمد في حسابها على مصفوفة اوزان التجاور الثنائي، الصيغة موضحة أدناه<sup>(10)</sup>.

$$\dots(8) W^* = \begin{cases} \frac{W_{ij}}{\sum_i W_{ij}} & i \text{ neighbor } j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad 0 < w^*_{ij} \leq 1 \quad \dots(8)$$

#### Tests of Spatial dependence

#### ٣-٢ اختبارات الاعتماد الحيزي

هناك عدة اختبارات للكشف عن الاعتماد الحيزي (المكاني). ومن بين هذه الاختبارات كما في أدناه.

**Moran Test****1-3-2 اختبار موران**

وهو عبارة عن مقاييس عام ويعتمد على نموذج GLM  $[Y = X\beta + \epsilon]$ ، يستعمل معامل الارتباط الذاتي الحيزي في عمليات قياس تشابه الظواهر المتجاورة، فعندما ترتبط قيم أحد المتغيرات في موقع ما مع قيم نفس المتغير في موقع مجاور فإن ذلك يظهر ارتباطاً ذاتياً بين المتغيرين، ويشار إليه في بعض الأحيان بتأثير التجاور (contiguity) أو التماس (Neighborhood effect). وال فكرة تعتمد على قانون الجغرافية الاول (Tobler) في عام 1970 والذي يشير على أن "قرب اشياء ذات علاقة اكثر من اشياء بعيدة" اي كل ظاهرة لها علاقة بالظاهرة الأخرى، ولكن الظواهر المتقاربة هي اكثر علاقة من الظواهر المتباعدة<sup>(7)</sup>. وهذا نسأل هل الظواهر المتشابه في المكان تتجمع. عموماً معامل الارتباط الذاتي الحيزي يقيس في آن واحد مدى التشابه بين موقع العناصر الحيزية وصفاتها المميزة. كلما كانت قيمة معامل موران قريبة من الواحد الصحيح، دل ذلك على وجود الارتباط الذاتي الحيزي. صيغة معامل موران هي كالتالي<sup>(9)</sup>:-

$$I = \frac{n(e'we)}{S_0(e'e)} \quad \dots(9)$$

إذا أن:-

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$$

$W$ : مصفوفة الجورات أبعادها هي  $n \times n$ .

$n$ : عدد المشاهدات ( حجم العينة ).

$e$ : موجه الباقي أبعاده  $1 \times n$ .

لمعرفة فيما اذا كانت قيمة معامل موران ( $I$ ) الموضح بالصيغة رقم (9) ذات دلالة احصائية عند درجة ثقة معينة، يتم استعمال اختبار موران ( $Z$ ) وكما موضح ادناء. وفقاً للفرضيات الآتية<sup>(9)</sup>:-

$H_0$ : لا يوجد اعتماد حيزي

$H_1$ : وجود اعتماد حيزي

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \quad \dots(10)$$

$$E(I) = \frac{n(tr(MW))}{S_0(n-k)} \quad \dots(11)$$

$$V(I) = \frac{tr(MWMW') + tr(MW)^2 + (tr(MW))^2}{(n-k)(n-k+1)} \left( \frac{n}{S_0} \right)^2 - (E(I))^2 \quad \dots(12)$$

إذا أن:-

$M = I - X(X'X)^{-1}X'$  هي مصفوفة ( Idempotent Matrix ) تكون مربعة ومتضائمة.

$tr$ : اثر المصفوفة ( مجموع العناصر القطرية ).

$K$ : عدد المتغيرات التوضيحية.

حيث يتم مقارنة قيمة  $Z$  المحسوبة قيمة  $Z$  الجدولية وبمستوى دلالة معين، وعند نجاح اختبار موران يعني نتيجة معنوية سيدل ذلك على وجود علاقة بين المناطق الجغرافية تستدعي الانتباه وتتطلب دراستها بالأسلوب الحيزي وفيما عدا ذلك يتم الاكتفاء بتحليل الثابت.

**2-3-2 مضاعف لكرانج لنموذج SAR****SAR**



اختبار مضاعف لاكرانج هو أكثر تعيناً من اختبار موران، موران يستعمل للكشف عن وجود الاعتماد الحيزي بينما يستعمل مضاعف لاكرانج لاختبار نموذج الانحدار الحيزي المناسب سواءً كان نموذج (SAR) او نموذج (SEM). الفرضيات الخاصة بهذا الاختبار تكون كالتالي:-

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

عند رفض فرضية عدم يعني ذلك بعدم وجود اعتماد حيزي، يكون النموذج البديل هو نموذج التأثر الحيزي (SAR). وصيغة الاختبار موضحة أدناه<sup>(4)</sup>.

$$LM - SAR = LM_{\lambda} = \frac{\left(\frac{e'wy}{s^2}\right)^2}{D} \quad \dots(13)$$

إذاً أن:-

$$D = ((w x b)' M (w x b) / s^2) + \text{tr}(w' w + w w)$$

### 3-3-2 مضاعف لاكرانج لنموذج SEM      SEM

الفرضيات الخاصة بنموذج الخطأ هي كالتالي:-

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta \neq 0$$

يبين هذا الاختبار بوجود أو عدم وجود الاعتماد الحيزي في حدود الخطأ فعندما ترفض فرضية عدم وقوف الفرضية البديلة وهي وجود اعتماد حيزي فيكون النموذج البديل هو نموذج الخطأ الحيزي (SEM). الصيغة كما هي موضحة أدناه<sup>(14)</sup>.

$$LM - SEM = LM_{\theta} = \frac{\left(\frac{e'we}{s^2}\right)^2}{T} \quad \dots(14)$$

إذاً أن:-

$$T = \text{tr}(w' w + w w)$$

$s^2$  : تباين الخطأ لنموذج الانحدار الخطى العام.

$$s^2 = (e'e/n)$$

يتم مقارنة كل من (LM-SEM, LM-SAR) مع قيمة  $\chi^2$  الجدولية بدرجة حرية واحدة ومستوى معنوية معين. عندما يكون اختبار مضاعف لاكرانج لنموذج SAR ونموذج SEM معنوي فيتم اللجوء الى الاختبارات الحصينة (Robust). الصيغ كما موضحة في أدناه<sup>(5)</sup>.

$$\text{Robust LM} - SAR = \frac{\left[\left(\frac{e'wy}{s^2}\right) - \left(\frac{e'we}{s^2}\right)\right]^2}{D - T} \quad \dots(15)$$

$$\text{Robust LM} - SEM = \frac{\left[\left(\frac{e'we}{s^2}\right) - \left(\frac{T}{D}\right) \left(\frac{e'wy}{s^2}\right)\right]^2}{T - \left[\frac{T^2}{D}\right]} \quad \dots(16)$$

علمًا انه يتم مقارنة كل من (Robust LM-SEM, Robust LM-SAR) مع قيمة  $\chi^2$  الجدولية بدرجة حرية واحدة ومستوى معنوية معين.



إن أسلوب اختيار نموذج معين من بين مجموعة من النماذج هو جانب مهم من جانب تحليل البيانات إذ يقودنا إلى اختيار أفضل النماذج، وباستعمال بعض المعايير الإحصائية لاختيار النموذج الأنسب والتي تم اعتمادها هي كما موضحة أدناه.

#### 2-4-1 الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الأخطاء Root Mean Squares Error: RMSE

وهو عبارة عن الجذر التربيعي لمجموع مربعات الأخطاء مقسوماً على عدد المشاهدات (n) ويتم حسابها لكل النماذج، والنموذج الذي تكون فيه قيمة الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الأخطاء قليلة هو النموذج الأفضل. والصيغة الخاصة بحساب هذا المعيار هي<sup>(9)</sup>:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-k-1}} \quad \dots(17)$$

#### 2-4-2 متوسط الخطأ النسبي المطلق Mean Absolute Percentage Error: MAPE

وهو عبارة عن مجموع حاصل قسمة القيمة المطلقة للخطأ على القيمة الحقيقة مقسوماً على عدد المشاهدات (n)، كلما كانت قيمة (MAPE) قليلة يكون النموذج هو الأفضل، والصيغة موضحة أدناه<sup>(9)</sup>.

$$\text{MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right| \quad \dots(18)$$

#### Adjusted determinant coefficient

#### 3-4-2 معامل التحديد المعدل

إن معامل التحديد  $R^2$  لا يكون بمفرده مؤشراً جيداً لمدى جودة المتغيرات المفسرة في تفسير القيم المشاهدة. حيث أن قيمة معامل التحديد تزداد مع كل متغير إضافي يدخل ضمن النموذج، لذا يتم حساب معامل التحديد المعدل  $R^2_{adj}$  الذي يدخل في اعتباره عدد من المتغيرات المفسرة، ويتم حسابه باستعمال الصيغة أدناه<sup>(3)</sup>. عند مقارنة عدة نماذج، يكون النموذج الأفضل هو الذي يكون له أعلى قيمة.

$$R^2_{adj} = 1 - \left[ \frac{(1-R^2)(n-1)}{(n-k-1)} \right] \quad \dots(19)$$

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad \dots(20)$$

### 3- الجانب العملي

#### 3-1 البيانات

يستند البحث على بيانات المسح الاجتماعي والاقتصادي للأسرة في العراق 2012 من الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات / وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي<sup>(1)</sup>، حيث تم استعمال نسبة الفقر والذي اعتبر المتغير المعتمد (Y) والذي يتتأثر ببعض المتغيرات التوضيحية وكالآتي:-

X1: - نسبة الامية.

X2: - معدل البطالة.

X3: - نسبة الإعالة العمرية.

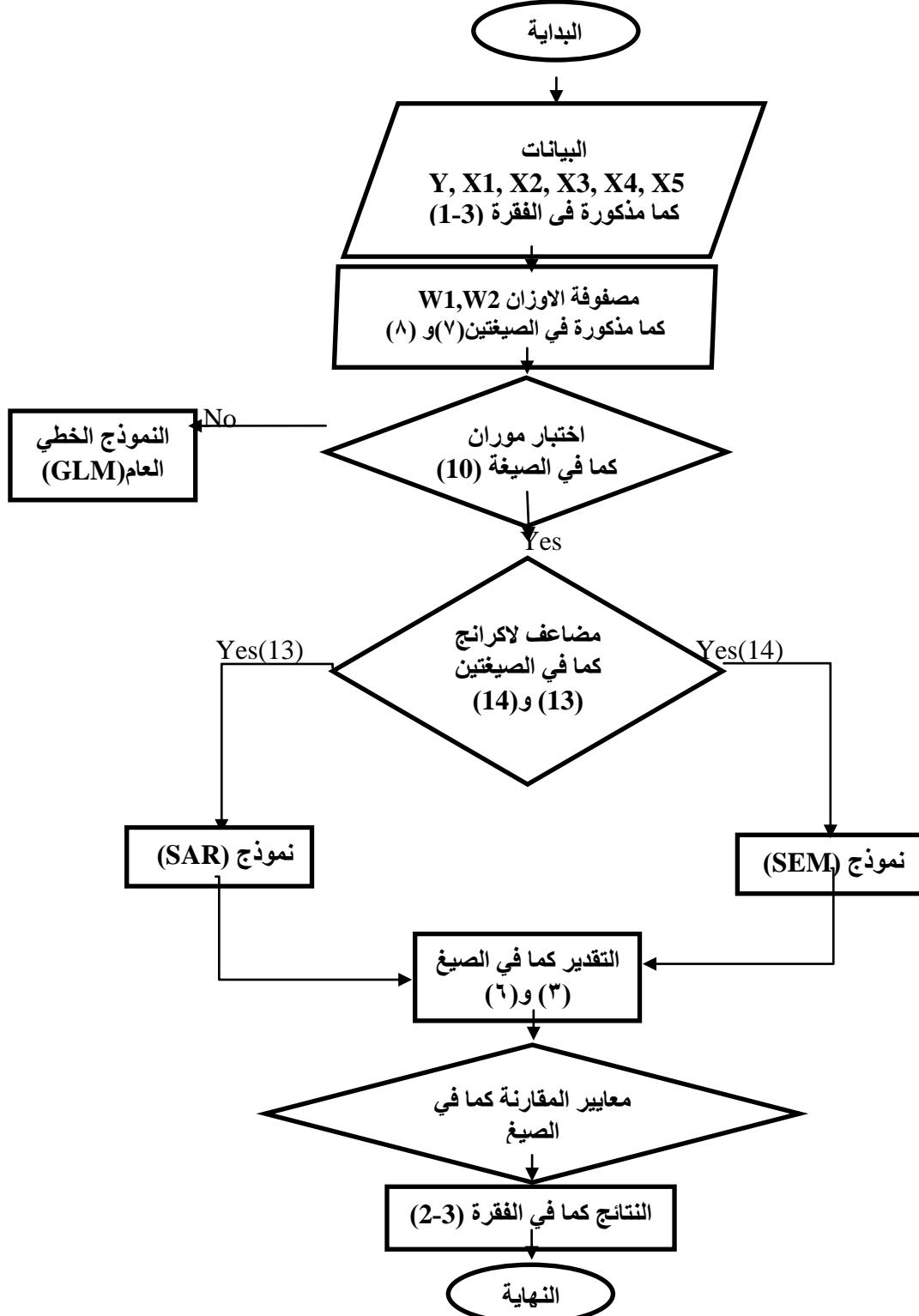
X4: - نسبة السكان.

X5: - الصدمات.

وهذه البيانات هي مستخرجة حسب أقضية محافظات العراق، حجم العينة هي 88 قضاء.



لعام 2012

مخطط يبين سير العمل لتحليل البيانات الحبيزية



باستعمال لغة MATLAB a.2008 البرمجية في تحليل البيانات تم الحصول على النتائج الموضحة أدناه.

جدول رقم (1) اختبار موران

Test	W1	W2
Moran	2.568	2.677

من خلال الجدول اعلاه (1) يتضح معنوية الاختبار عند استعمال كل من مصفوفة W1,W2 مما يدل على وجود الارتباط الذاتي الحيزي. علماً انه تم مقارنة إحصاءه موران مع قيمة Z الجدولية وبمستوى معنوية 0.05 والتي تساوي (1.96).

جدول رقم (2) اختبار مضاعف لاكرانج

Test	W1	W2
LM-SAR	5.553	9.021
LM-SEM	4.083	4.622

ويمكن من نتائج الجدول رقم (2) وبعد مقارنة كل قيمة من قيم الجدول مع قيمة  $\chi^2$  الجدولية وبمستوى معنوية 0.05 والتي تكون متساوية الى 3.841، فُوجِدَ ان كل قيمة في الجدول (2) هي اكبر من القيمة الجدولية وهذا يعني معنوية اختبار مضاعف لاكرانج وللمودعين (SAR, SEM) وباستعمال المصفوفتين (W1, W2).

جدول رقم (3) اختبار مضاعف لاكرانج الحصين

Test	W1	W2
Robust LM-SAR	2.041	4.576
Robust LM-SEM	0.570	0.177

بعد مقارنة نتائج الجدول اعلاه (3) مع قيمة  $\chi^2$  الجدولية والتي هي 3.841 نلاحظ معنوية اختبار .W2 وباستعمال مصفوفة Robust LM-SAR.

جدول رقم (4) يبين تقدير معلمات نموذج SAR

Model	W1		W2	
	B	Std. Error	B	Std. Error
(Constant)	-39.758	14.535	-39.690	14.053
X1	1.049	0.186	0.883	0.180
X2	0.721	0.277	0.741	0.268
X3	0.365	0.184	0.351	0.178
X4	-0.047	0.091	-0.069	0.088
X5	-7.629	7.779	-3.807	7.522
$\lambda$	0.039		0.366	

من الجدول رقم (4) يلاحظ ان قيمة معلمة التأثيرات الحيزية ( $\lambda$ ) لنموذج SAR تكون اعلى عند استعمال مصفوفة  $W_2$ ، هذا من جانب، ومن جانب اخر فان الاخطاء المعيارية تكون اقل عند استعمال مصفوفة الوزن  $W_2$ .

## جدول رقم (5) يبيّن تقدير معلمات نموذج SEM

Model	W1		W2	
	B	Std. Error	B	Std. Error
(Constant)	-43.266	16.525	-46.654	16.637
X1	0.925	0.207	0.903	0.211
X2	0.715	0.279	0.713	0.278
X3	0.501	0.201	0.547	0.201
X4	-0.045	0.096	-0.033	0.095
X5	-5.122	7.849	-5.045	7.844
$\theta$	0.079		0.434	

يلاحظ من الجدول اعلاه (5) ان قيمة معلمة التأثيرات الحيزية ( $\theta$ ) لنموذج SEM عند استعمال مصفوفة  $W_2$  تكون هي الافضل، هذا من جانب، والجانب الآخر هو عند استعمال مصفوفة  $W_2$  كانت الاخطاء المعيارية للمعلمات هي اقل عندما يتم استعمال مصفوفة  $W_1$ .

## جدول رقم (6) يبين معايير المقارنة المستعملة

	GLM	SAR		SEM	
		W1	W2	W1	W2
R <sup>2</sup>	0.52	0.54	0.57	0.557	0.56
R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	0.48	0.51	0.55	0.53	0.54
RMSE	13.54	13.12	12.69	12.89	12.80
MAPE	0.67	0.64	0.62	0.6365	0.6372

الجدول اعلاه (6) وجد أنه عند استعمال مصفوفة الوزن  $W_1$  ظهر أن أفضل نموذج هو SEM بينما عند استعمال مصفوفة الوزن  $W_2$  وجد أن أفضل نموذج هو SAR، وعلى اي حال فان نموذج SAR ونموذج SEM هما افضل من نموذج الانحدار الخطى العام .GLM



#### 1-4 الاستنتاجات

تبعاً لما تقدم في هذا البحث، والوصول إلى أفضل نموذج نستطيع بواسطته التنبؤ بمتغير نسبة الفقر (متغير معتمد) لعدد من المتغيرات التوضيحية مع إدخال التأثيرات الحيزية (المكانية) في الاعتبار، يمكن استخلاص عدد من النتائج كما يلي:-

❖ بعد إن بين اختبار موران بوجود الاعتماد الحيزي تكون الحاجة هنا إلى تصحيح النموذج و اختيار نموذج أفضل والسؤال هنا أي نموذج يكون هو البديل الأفضل؟ للإجابة على السؤال و اختيار النموذج الأفضل كتصحيح لنموذج الانحدار الخطى العام يتم بواسطة إجراء الإختبارات للاعتماد الحيزى والتي تعتمد على باقى نموذج الانحدار الخطى العام وتبعاً للنتائج السابقة فإن كل من LM-SAR, LM-SEM معنوى ولكن Robust LM-SAR غير معنوى بينما Robust LM-SEM كان معنوى عند استعمال W2 وغير معنوى عند استعمال W1.

❖ ظهرت نتائج نموذج التأخر الحيزى (SAR) متفوقة على نموذج الخطأ الحيزى (SEM) عند الرجوع إلى معايير (RMSE, MAPE) مما يمكن اعتباره أمراً مشجعاً بالإضافة للزيادة في قيمة ( $R^2_{adj}$  -  $R^2$ ) مما يجعل نموذج التأخر الحيزى (SAR) هنا بديلاً معقولاً لنموذج الانحدار الخطى العام وباستعمال مصفوفة W2. بهذا يتم الاستنتاج بأن نموذج SAR هو أفضل من نموذج GLM ونموذج SEM في هذا البحث، وإن استعمال مصفوفة الوزن W2 تظهر نتائج افضل من مصفوفة الوزن W1.

#### 2-4 التوصيات

بعد التوصل إلى الاستنتاجات في الجانب العملي المذكور سابقاً نوصي بالآتي:-

♦ نوصي الجهاز المركزي للإحصاء في العراق بحساب الناتج المحلي الإجمالي (GDP) لأهميته على مستوى اقضية العراق ليتسنى ادخاله متغيراً اضافياً إلى المتغيرات التوضيحية، او اقامة بحث آخر يمكن اعتباره متغير معتمد.

♦ لتلافي مشكلة الاعتماد الحيزى يتم استعمال نماذج الانحدار الذاتي الحيزى.

♦ نوصي باستعمال مصفوفة اوزان صافية مقيسة (W2) وذلك من خلال النتائج التي تم الحصول عليها في هذا البحث.

♦ يمكن تطبيق نموذج SAR لبيان علاقة التجاورات بين حدوث اللوكيميا (سرطان الدم) بين الأطفال الذين يعيشون بالقرب من المحولات واسلاك كهرباء الفولتية العالية.



## المصادر

### المصادر العربية:

١. الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات / وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي "المسح الاجتماعي والاقتصادي للأسرة في العراق 2012" (IHSES 2012) 2012.
٢. عطّره، سامي غني خضر، 2011؛ "طائق بيز في تحليل نموذج القياس الاقتصادي المكاني مع تطبيق عملي"، أطروحة دكتوراه احصاء / كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد.
٣. اموري هادي كاظم و باسم شلبيه مسلم، 2002؛ "القياس الاقتصادي المتقدم النظرية والتطبيق"؛ مطبعة الطيف، بغداد.

### المصادر الأجنبية:

4. Anselin, Luc. (2001); Spatial Econometrics; in Baltagi B.H. (ed), A companion to Theoretical Econometrics, Blackwell publisher, Oxford, pp(310-330).
5. Anselin, Luc. (2005); Exploring Spatial Data with GeoDa <sup>TM</sup>: A Workbook. Center for the Spatial Integration of Social Sciences and Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography ,University of Illinois, Urbana-Champaign, Urbana, IL 61801 <http://sal.uiuc.edu/>.
6. Basile, Roborto. (2011). Som notes on spatial statistics and spatial econometrics; second university of naples, capua, rome.
7. Cameron (2014); Spatial Econometrics Introduction and Reading List; Department of Political Science, Texas.
8. Celik M, Baris M. Kazar, Shashi Shekhar and Daniel Boley, (2006); Parameter Estimation for the Spatial Autoregression Model: A Rigorous Approach. This Work was Partially Supported by ( AHPCRC ).
9. Gan, Jiansheng. (2009); Spatial Combination Interpolation model based on panel data and its empirical study; school of management, Fuzhou university (or Fujian institute of economics and management) Fuzhou 350002, china.
10. Hao, Qingmin(2008); Review on Spatial Econometric Analysis; School of Management, Tianjin University, Tianjin, 300072, China .
11. Lesage, James P. (1999); The Theory and Practice of Spatial Econometrics; Department of Economics University of Toledo; pp(1 – 148).
12. Lesage, James P. ( 2004 ) ; Lecture 1 : Maximum Likelihood estimation of Spatial regression model; University of Toledo.
13. Ord, J.K.(1975); Estimation methods for models of spatial interaction; Journal of the American statistical association vol.70, pp( 120-126 ).
14. Paraguas, Ferdinand & Anton; (2005); Spatial Econometrics Modeling of Poverty; proceedings of the 8<sup>th</sup> WSEAS international conference on applied mathematics, Tenerife, Spain, pp(159-164).
15. Rusche, Karsten. (2008); Quality of life in the regions: An exploratory spatial data analysis for west german labor markets; [htt:// mpra.ub.uni-muenchen](http://mpra.ub.uni-muenchen).



لعام ٢٠١٢

## Spatial Regression Models Estimation for the poverty Rates In the districts of Iraq in 2012

### **Abstract**

The research took the spatial autoregressive model: SAR and spatial error model: SEM in an attempt to provide a practical evident that proves the importance of spatial analysis, with a particular focus on the importance of using regression models spatial and that includes all of them spatial dependence, which we can test its presence or not by using Moran test. While ignoring this dependency may lead to the loss of important information about the phenomenon under research is reflected in the end on the strength of the statistical estimation power, as these models are the link between the usual regression models with time-series models. Spatial analysis had been applied on Iraq Household Socio-Economic Survey: IHSES 2012. To measure the preference models used in the research was the use of such standards compared: Root Mean Squares Error: RMSE, Mean Absolute Percentage Error: MAPE and , and Adjusted determinant coefficient:  $\bar{R}^2$  with different weight matrices (binary and modified) take into account the effect of neighborhoods of districts.

**Keywords:** Spatial Analysis, Poverty Rates, Moran Test, Demography.