

# تقدير نماذج الانحدار الحيزي لنسب الفقر في أفضية العراق للعام

2012<sup>1</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 اهمية التحليل الحيزي، مع التركيز بصفة خاصة على أهمية استعمال نماذج الانحدار الحيزي والتي تضم كل منها الاعتمادية الحيزية التي يتم اختبار وجودها من عدمه بأختبار موران، وان تجاهل هذه الاعتمادية قد يؤدي إلى ضياع معلومات مهمة عن تلك الظاهرة تنعكس في نهاية المطاف على قوة تقدير المؤشر الإحصائي المستخرج، تعدّ هذه النماذج حلقة الوصل بين نماذج الأنحدار المعتادة مع نماذج السلاسل الزمنية. وتم تطبيق التحليل الحيزي على بيانات المسح الاجتماعي والاقتصادي 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 الجوارات بين الأفضية.

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



مجلة العلوم  
اقتصادية وإدارية  
المجلد 20  
العدد 79  
سنة 2014  
الصفحات 733-153



## 1- المقدمة وهدف البحث

### 1-1 المقدمة

تعدّ مسألة نمذجة الظواهر المختلفة بنماذج رياضية اقرب ما يمكن إلى الواقع الفعلي عند استعمال آليات تطبيق مناسبة لتلك النماذج. وهي على أنواع مختلفة فمنها الاحتمالي والتي تعتمد في صياغتها على الاحتمالات الصرفة (نماذج السلاسل الزمنية، نماذج سلاسل ماركوف، نماذج المعولية) 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 استعمال التحليل التقليدي للنماذج السببية لتسهيل عمليات الاستدلال الإحصائي التي يفترض في معظمها على توافر هذه الصفة- إلا أن وجود ارتباط بين مشاهدات الظاهرة المدروسة ذاتها- وهو ما يعرف بالارتباط الذاتي. يتم أخذه بنظر الإعتبار حيثما برزت الحاجة إلى الأهتمام به، كما هي الحال في تحليل السلاسل الزمنية. إذ يكون الزمن هو المتغير الفاعل والمفسر لأستجابات المشاهدات عوضاً عن الأستعانة بالمتغيرات التوضيحية X's. ولا تتوقف مسألة التحليل الإحصائي في ظل وجود ارتباط ذاتي على السلاسل الزمنية فقط، بل قد تتعداه الظاهرة المدروسة الى 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 اخذ التأثيرات الحيزية في الاعتبار قد يؤدي الى تقليل الدقة في تقديرات النموذج.

### 2-1 هدف البحث

قدّم هذا البحث طرائق تقدير تأخذ بنظر الاعتبار مقدار التجاور الحيزي كأساليب مستعارة من تحليل السلاسل الزمنية المعروفة مع استبدال الاعتمادية الحيزية-الاقضية والمحافظة- بدلاً عن الاعتمادية الزمنية-السنوات- مما يضيف قوة استدلالية (معلومات إضافية) للتقديرات الإحصائية فيما يخص ظاهرة الفقر كظاهرة اقتصادية ذات بعد إجتماعي يتم الأهتمام 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 الى نماذج الانحدار الحيزية والتي تعتمد بشكل أساسي على مصفوفة وزن W وتكون هذه المصفوفة مبنية على اساس التجاورات أي علاقات التجاور لكل موقع مع المواقع الاخرى في صف واحد من صفوف المصفوفة، العناصر القطرية في المصفوفة مساوية الى الصفر. يتم استعمال نماذج الانحدار الحيزية في حالة إكتشاف وجود ارتباط ذاتي حيزي بإعتبار ذلك مشكلة. وثم التطرق الى 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 إنتشاراً هي:-

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

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

$$\underline{Y} = \lambda W \underline{Y} + X \underline{\beta} + \underline{\varepsilon} \quad \dots(1)$$

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

إذ أن:-

$\underline{Y}$ : متجه 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.

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

$\underline{\varepsilon}$ : متجه 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 اعتماد حيزي)، ويكون نموذج الانحدار هو النموذج التقليدي (GLM).

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

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

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

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



للعام 2012

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

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

$$\underline{b}_{ML} = \underline{b}_o - \lambda \underline{b}_L$$

$$\sigma_{ML}^2 = (\underline{e}_o - \lambda \underline{e}_L)' (\underline{e}_o - \lambda \underline{e}_L) / n$$

$$\underline{e}_o = Y - X \underline{b}_o$$

$$\underline{e}_L = WY - X \underline{b}_L$$

$$\underline{e} = \underline{e}_o - \lambda \underline{e}_L$$

إذا أن:-

 $\underline{b}_o$ : موجه المعلمات الانحدار Y على X. $\underline{b}_L$ : موجه معلمات الانحدار WY على X. $\lambda$ : معلمة التأثيرات الحيزية. $\underline{e}_o$ : موجه بواقي نموذج انحدار Y على X. $\underline{e}_L$ : موجه بواقي نموذج انحدار WY على X.

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

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

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

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>:-

$$\text{Lc} = \frac{-n}{2} \text{Ln} \left[ \frac{(\underline{e}_o - \lambda \underline{e}_L)' (\underline{e}_o - \lambda \underline{e}_L)}{n} \right] + \sum_{i=1}^n \text{Ln} (1 - \lambda \omega_i) \quad \dots(3)$$

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



## Spatial Error Model: SEM

## 2-1-2 نموذج الخطأ الحيزي

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)، ويهدف هذا النموذج (نموذج الخطأ الحيزي) إلى تصحيح الخطأ الحيزي. إن تقديرات (OLS) تبقى غير متحيزة لكن كفاءة<sup>(14)</sup>. الصيغة الرياضية للنموذج هي كالآتي<sup>(11)</sup>:

$$\begin{aligned} \underline{Y} &= X\underline{\beta} + \underline{u} \\ \underline{u} &= \theta W\underline{u} + \underline{\varepsilon} \\ \underline{u} &= (I - \theta W)^{-1} \underline{\varepsilon} \\ \underline{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad \dots(4)$$

إذ أن:-

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

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

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

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

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

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

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

$\theta$ : هي معلمة الانحدار الذاتي الحيزي التي ستقدر مع معلمات الانحدار أو هي معلمة معامل التأخر الحيزي على الخطأ  $u$ . نلاحظ في نموذج الخطأ الحيزي (SEM) معلمة الاعتماد الحيزي تكون في تعبير الخطأ<sup>(2)</sup>. إذا كانت  $(\theta=0)$  فهذا يعني انه لا يوجد ارتباط حيزي بين الأخطاء للملاحظات المتجاورة  $z_i$  ويعني بأن نموذج الإندار الخطي التقليدي هو النموذج المناسب. أما إذا كانت  $(\theta \neq 0)$  يعني وجود الاعتماد الحيزي بين الأخطاء للملاحظات المتجاورة.

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

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

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

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

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

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

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



للعام 2012

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 الأتحدار الذاتي ( $\theta$ ) من (OLS) ولكن يتم تقدير ( $\theta$ ) من تعظيم دالة الإمكان المركزة، هي دالة بمعلمة واحدة فقط وهي معلمة الأتحدار الذاتي وتأخذ الصيغة الآتية:-

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

كذلك يتم حساب المحددة  $|I - \theta W|$  بنفس الأسلوب المتبع 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

### 2-2 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

### 1-2-2 مصفوفة اوزان التجاور الثنائي

مصفوفة موجبة ومربعة ابعادها  $(n \times n)$ ، إذا  $i, j$  متجاورة فإن  $W_{ij} = 1$ ، عندما  $i, j$  ليست متجاورة  $W_{ij} = 0$  وتمثل  $W_{ij}$  عنصر في مصفوفة  $W$ <sup>(6)</sup>.

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

### Row - Standardized Weights Matrix

### 2-2-2 مصفوفة اوزان صفيّة مقيسة

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

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

### Tests of Spatial dependence

### 3-2 اختبارات الإعتمااد الحيزي

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



## Moran Test

## 1-3-2 اختبار موران

وهو عبارة عن مقياس عام ويعتمد على نموذج GLM [Y = X β + ε], يستعمل معامل الارتباط الذاتي الحيزي في عمليات قياس تشابه الظواهر المتجاورة، فعندما ترتبط قيم احد 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 (Neighborhood effect) أو التماس (contiguity). والفكرة 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>. وهنا نسأل هل الظواهر المتشابهة في المكان تتجمع. عموماً معامل الارتباط الذاتي الحيزي يقيس في آن واحد مدى التشابه بين مواقع العناصر الحيزية وصفاتها المميزة. كلما كانت قيمة معامل موران قريبة من الواحد الصحيح، دل ذلك على وجود الارتباط الذاتي الحيزي. صيغة معامل موران هي كالآتي<sup>(9)</sup>:-

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

إذا أن:-

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \quad \text{مجموع كل العناصر في مصفوفة } W.$$

W: مصفوفة الجورات أبعادها هي n×n.

n: عدد المشاهدات ( حجم العينة ).

e: موجه البواقي أبعاده n×1.

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 ادناه. وفقاً للفرضيات الآتية<sup>(9)</sup>:-

H<sub>0</sub>: لا يوجد اعتماد حيزي

H<sub>1</sub>: 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)<sup>-1</sup> X' هي مصفوفة ( Idempotent Matrix ) تكون مربعة ومتماثلة.

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 بمعنى 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 لاكرانج لنموذج SAR Lagrange Multiplier for SAR

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

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

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

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

إذا أن:-

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

## 3-3-2 مضاعف لاكرانج لنموذج SEM Lagrange Multiplier for SEM

الفرضيات الخاصة بنموذج الخطأ هي كالآتي:-

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta \neq 0$$

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

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

إذا أن:-

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

$s^2$ : تباين الخطأ لنموذج الانحدار الخطي 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>.

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

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

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



## Comparison Criteria

## 4-2 معايير المقارنة المستعملة

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

## 1-4-2 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>:-

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

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

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

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

## 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

## 1-3 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 يتأثر ببعض المتغيرات التوضيحية وكالاتي:-

X1:- نسبة الامية.

X2:- معدل البطالة.

X3:- نسبة الإعالة العمرية.

X4:- نسبة السكان.

X5:- الصدمات.

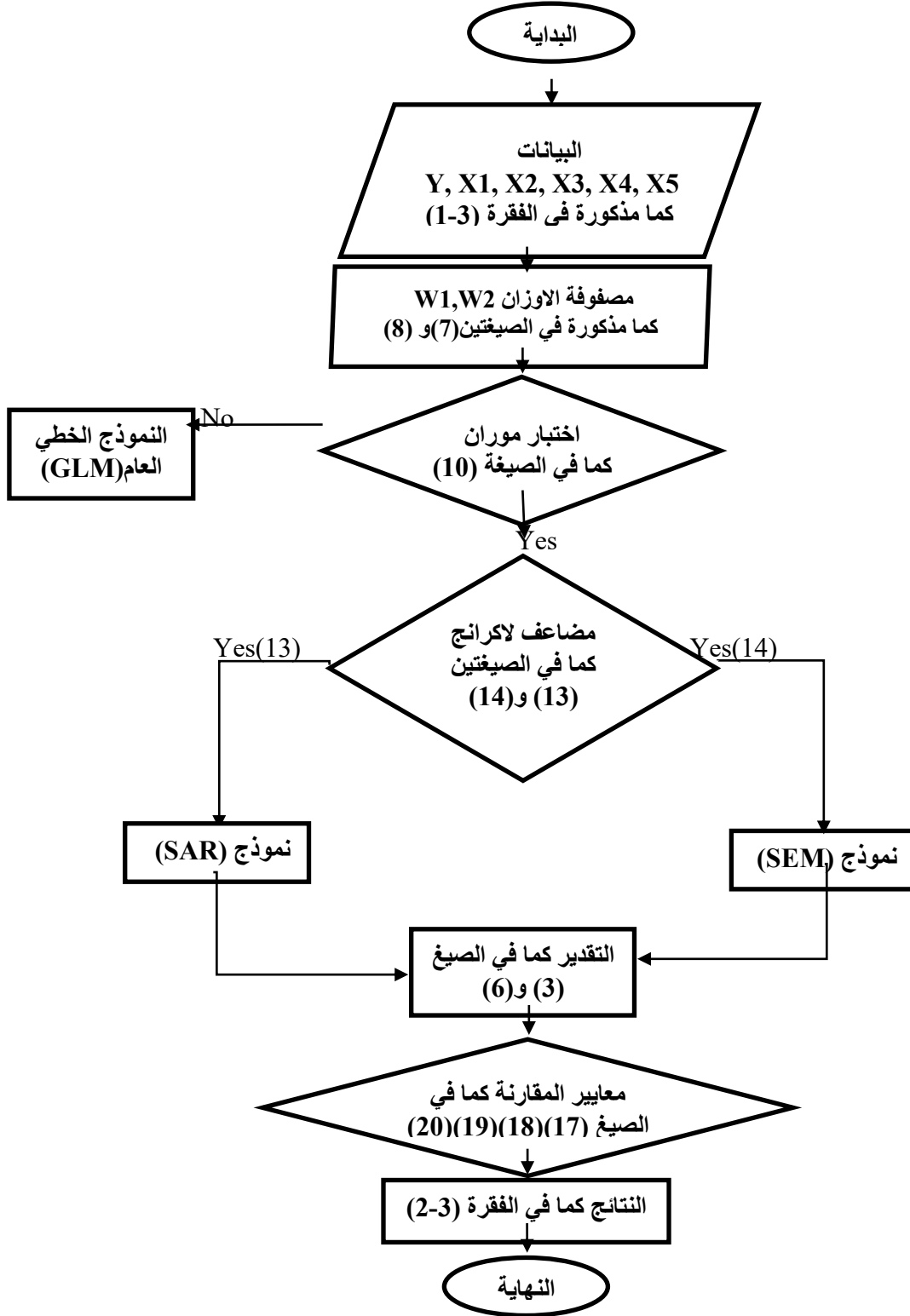


## تقدير نماذج الأتحدار الحيزي لنسب الفقر في أفضية العراق

للعام 2012

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

مخطط يبين سير العمل لتحليل البيانات الحيزية





## 2-3 النتائج

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 إحصاء 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

ويلاحظ من نتائج الجدول رقم (2) وبعد مقارنة كل قيمة من قيم الجدول مع قيمة  $\chi^2$  الجدولية وبمستوى معنوية 0.05 والتي تكون مساوية الى 3.841، وُجد ان كل قيمة في الجدول (2) هي اكبر من القيمة الجدولية وهذا يعني معنوية اختبار مضاعف لاكرانج وللنموذجين (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 Robust LM-SAR وباستعمال مصفوفة W2.



## تقدير نماذج الانحدار الحيزي لنسب الفقر في أفضية العراق

للعام 2012

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 W2، هذا من جانب، ومن جانب اخر فان الاخطاء المعيارية تكون اقل عند استعمال مصفوفة الوزن W2.

جدول رقم (5) يبين 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 W2 تكون هي الاكبر، هذا من جانب، والجانب الاخر هو عند استعمال مصفوفة W2 كانت الاخطاء المعيارية للمعلمات هي اقل عندما يتم استعمال مصفوفة W1.

جدول رقم (6) يبين معايير المقارنة المستعملة

	GLM	SAR		SEM	
		W1	W2	W1	W2
$R^2$	0.52	0.54	0.57	0.557	0.56
$R^2_{adj}$	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 W1 ظهر أن افضل نموذج هو SEM بينما عند استعمال مصفوفة الوزن W2 وجد أن افضل نموذج هو SAR، وعلى اي حال فان نموذج SAR ونموذج SEM هما افضل من نموذج الانحدار الخطي العام GLM.



#### 4- الاستنتاجات والتوصيات

##### 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 واختيار نموذج أفضل والسؤال هنا أي نموذج يكون هو البديل الأفضل؟ للإجابة على السؤال واختيار النموذج الأفضل كتصحيح لنموذج الانحدار الخطي العام يتم بواسطة إجراء الاختبارات للاعتماد الحيزي والتي تعتمد على بواقي نموذج الانحدار الخطي العام وتبعاً للنتائج السابقة فإن كل من LM-SAR, LM-SEM معنوي ولكن Robust LM-SEM غير معنوي بينما Robust LM-SAR كان معنوي عند استعمال W2 وغير معنوي عند استعمال W1.

❖ ظهرت نتائج نموذج التأخر الحيزي (SAR) متفوقة على نموذج الخطأ الحيزي (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 الحيزي (SAR) هنا بديلاً معقولاً لنموذج الانحدار الخطي العام وباستعمال مصفوفة W2. بهذا يتم الاستنتاج بان نموذج SAR هو أفضل من نموذج GLM ونموذج SEM في هذا البحث، وان استعمال مصفوفة الوزن W2 تظهر نتائج أفضل 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 أفضية العراق ليتسنى إدخاله متغيراً إضافياً إلى المتغيرات التوضيحية، أو إقامة بحث آخر يمكن اعتباره متغير معتمد.

◆ لتلافي مشكلة الاعتماد الحيزي يتم استعمال نماذج الانحدار الذاتي الحيزي.

◆ نوصي باستعمال مصفوفة اوزان صفيّة 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 الاطفال الذين يعيشون بالقرب من المحولات واسلاك كهرباء الفولتية العالية.



## المصادر

## المصادر العربية:

1. الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات/ وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي " المسح الاجتماعي والاقتصادي للأسرة في العراق 2012 " (IHSES 2012).
2. عطره، سامي غني خضير، 2011؛ " طرائق بيز في تحليل نموذج القياس الاقتصادي المكاني مع تطبيق عملي"، أطروحة دكتوراه احصاء / كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد.
3. اموري هادي كاظم و باسم شلبية 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™: 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, Roberto. (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 panal 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; <http://mpr.ub.uni-muenchen>.



للعام 2012

## 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.