ISSN (1681- 6870)

دراسة قياسية لتقدير اثر بعض المتغيرات على نمو الاقتصاد العراقي باستعمال نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM

ا.م.د. مهدي وهاب نعمه نصر الله [1] م. بهاء عبد الرزاق قاسم العامري[2]
[1] كلية الادارة والاقتصاد، جامعة كربلاء
[2] كلية الادارة والاقتصاد، جامعة البصرة

المستخلص

يعد الناتج المحلي الاجمالي واحد من المؤشرات المهمة المعبرة عن النمو الاقتصادي للدول. وعليه تسعى تلك الدول جاهدة الى تحقيق نمو اقتصادي متزايداً من خلال تحقيق ناتج محلي اجمالي متزايداً لها مما ينعكس ذلك إيجابا على التنمية الاقتصادية والذي بدوره يحسن الواقع الاقتصادي والاجتماعي لتلك الدول.

هدف البحث الى تحديد تأثير بعض المتغيرات (حجم السكان، معدل البطالة، معدل النشاط الاقتصادي) في الناتج المحلي الاجمالي على المديين الطويل والقصير و ذلك من خلال تطبيق نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM على بيانات البحث للفترة 1990-2017. وتوصل البحث الى مجموعة من الاستنتاجات كان من اهمها عدم وجود تأثير معنوي على المدى الطويل لمتغيرات البحث في الناتج المحلي الاجمالي ووجود تأثير معنوي على المدى القصير لبعض المتغيرات منها حجم السكان والتغير في حجم الناتج الاجمالي ولفترة ابطاء واحدة.

الكلمات المفتاحية: الناتج المحلي الاجمالي، التكامل المشترك، نموذج تصيح الخطأ

Standard Study to Estimate the Effect of Some Variables on the Growth of the Iraqi Economy Using the VECM Error Correction Vector Model

Dr. Mahdi Wahhab Neamah Abdullah
Kerbala University / College of Administration and Economics / Department of Statistics / Iraq.
mahdi_na2002@yahoo.com

Bahaa Abdul Razaq Qasim
Basrah University / College of Administration and Economics / Department of Statistics / Iraq..
bahaa.kasem@uobasrah.edu.iq

Abstract:

The gross domestic product is one of the important indicators that reflect the economic growth of countries. Therefore, these countries strive to achieve increased economic growth through achieving an increasing gross domestic product for them, which reflects positively on economic development, which in turn improves the economic and social reality of these countries.

The aim of the research is to determine the effect of some variables (population size, unemployment rate, rate of economic activity) on the gross domestic product in the long and short terms by applying the VECM error correction vector model to the research data for the period 1990-2017. The research reached a set of conclusions The most important of them was the absence of a significant effect on the long term of research variables in the gross domestic product and the presence of a significant effect on the short term for some variables, including the size of the population and the change in the size of the total output for a period of one slow.

Keywords: GDP, Co-Integration, Error Correction Model.

ISSN (1681- 6870)

المقدمة

تسعى الدول المختلفة متمثلة بحكوماتها الى تحقيق نمو اقتصادي متزايداً لها اذ ان ذلك سوف يؤدي الى تحقيق التنمية الاقتصادية لتللك البلدان والحد من حالات الفقر بين افراد المجتمع وكل ما يرافقه من معضلات اقتصادية واجتماعية. و يعتبر العراق احد تلك الدول التي تمتلك موارد بشرية و طبيعية تؤهله للارتقاء باقتصاده الا ان ما مر بيه من حروب وظروف وقفت عائقاً حال دون نمو الاقتصاد بالشكل المطلوب.

مشكلة البحث تتمثل مشكلة البحث في التعرف على اهم المتغيرات الاقتصادية وغير الاقتصادية ذات الاثر المباشر و غير المباشر على النمو الاقتصادي والتي تتمثل ب حجم السكان و معدل البطالة و معدل النشاط الاقتصادي.

هدف البحث يهدف البحث الى تحقيق النقاط الاتية:

1- استعراض واقع نمو الاقتصاد العراقي للفترة خلال مدة البحث .
2- تحديد تأثير بعض المتغيرات (حجم السكان و معدل البطالة و معدل النشاط الاقتصادي) على نمو الاقتصاد العراقي على المديين الطويل و القصير.

عينة البحث تم جمع بيانات البحث من الدراسات السابقة والتقارير والاحصاءات السنوية الصادرة من الجهاز المركزي للإحصاء العراقي.

ادوات البحث بغية تحقيق هدف البحث تم استعمال الاسلوب الوصفي في تحليل واقع نمو الاقتصاد العراقي خلال فترة البحث و الاسلوب القياسي المتمثل بتقدير نموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة بيانات السلاسل الزمنية و ايجاد كافة المؤشرات الاحصائية والاختبارات اللازمة لمعالجة عدم استقرارية السلاسل الزمنية و المشاكل القياسية الخاصة بنموذج الانحدار الخطي المتعدد.

1-الجانب النظري

1-1 واقع الاقتصاد العراقي للفترة (1990-2017)

يعتبر الناتج المحلي الاجمالي احد المؤشرات الممثلة لنمو الاقتصاد للدول و هذا ما يجعل من دراسته وتحليله امراً ضرورياً لتحديد مواقع القوة والخلل و معالجتها. وقد مال الناتج المحلي الاجمالي في العراق بالأسعار الجارية الى التذبذب الواضح نتيجة لما مر به العراق من الحصار المفروض عليه في بداية التسعينات وما رافقه في تلك الفترة من حروب وما تلاه من ازمات بعد عام 2003.[10] ,[5]

يتبين من الجدول (1) والشكل (1) التذبذب الواضح في الانتاج المحلي العراقي بالأسعار الجارية مقاسة بالمليون دينار عراقي. فقد بلغ (55926.5) في عام 1990 ثم اخذ اتجاهاً متناقصاً ليصل الى ادنى انخفاض له في عام1991 ليبلغ (42451.6) وهذا التناقص ناجم عن العقوبات المتمثلة بالحصار الاقتصادي والتي فرضت على العراق من قبل المجتمع الدولي .ثم عاود الناتج المحلي الاجمالي ليأخذ اتجاها متزايداً ليبلغ(6695482.9) في عام 1995 وهذا كان نتيجة توقيع العراق مع هيئة الامم المتحدة مذكرة التفاهم النفط مقابل الغذاء واستمر بالزيادة ليصل الى اعلى مستوى له (50213699.9) في عام 2000 .ومن ثم عاد لينخفض مرة اخرى اذ بلغ (41314568.5) في عام 2001 واستمر في الانخفاض ليصل الى (29585788.6) في عام 2003 وذلك يرجع الى الضغط العسكري والسياسي على العراق والذي انتهى بدخول القوات الامريكية الى العراق في عام 2003.

ISSN (1681- 6870)

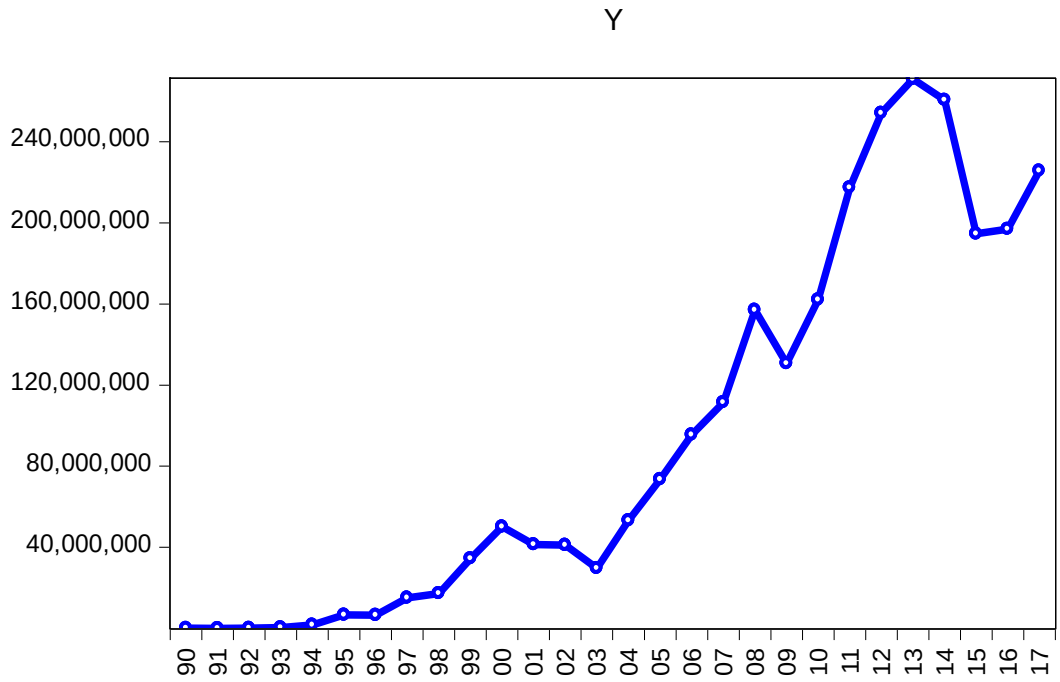
كما ان الناتج المحلي الاجمالي تطور وبشكل ملحوظ بعد عام 2003اذ بلغ (53235358.7) في عام 2004 ثم اخذ بالزيادة ليصل الى(111455813.4) في عام 2007 واستمر بالزيادة حتى بلغ (225722400) في عام 2017 .

جدول (1): الناتج المحلي الاجمالي العراقي بالأسعار الجارية (مليون دينار)

السنة	الناتج المحلي الاجمالي	السنة	الناتج المحلي الاجمالي	السنة	الناتج المحلي الاجمالي
1990	55926.5	2001	41314568.5	2012	254225490.7
1991	42451.6	2002	41022927.4	2013	271091777.5
1992	115108.4	2003	29585788.6	2014	260610438.4
1993	321646.9	2004	53235358.7	2015	194681000
1994	1658325.8	2005	73533598.6	2016	196924100
1995	6695482.9	2006	95587954.8	2017	225722400
1996	6500924.6	2007	111455813.4	2018	
1997	15093144	2008	157026061.6		
1998	17125847.5	2009	130643200.4		
1999	34464012.6	2010	162064565.5		
2000	50213699.9	2011	217327107.4		

المصدر: مجموعة من الدراسات السابقة والتقارير والاحصاءات السنوية الصادرة من الجهاز المركزي للإحصاء العراقي.

ISSN (1681- 6870)



شكل (1): التمثيل البياني للناتج المحلي الاجمالي العراقي للفترة(1990-2017)

1-2 استقرارية السلسلة الزمنية

1-2-1 مفهوم الاستقرارية

تقوم كافة الدراسات التطبيقية التي تكون بياناتها بيانات سلاسل زمنية وتستعمل طرق الانحدار على فرض اساسي وهو ان تكون السلاسل الزمنية تتصف بصف الاستقرارية اما في حال عدم توفر هذا الفرض فان الانحدار الذي يتم الحصول عليه يعتبر انحدار زائف لا يمكن الاعتماد عليه في الحصول على نتائج تتسم بالموثوقية .[7]

وتعرف السلسلة الزمنية بانها مستقرة اذا كانت تمتلك متوسطا وتباينا ثابتين عبر الزمن والتباين المشترك بين اي مشاهدتين من مشاهداتها يعتمد على مقدار التخلف الزمني(التباطؤ) بين تلك المشاهدتين فقط اي ان [12],[1] :

$$\left.\begin{array}{l} E(y_t) = \mu \\ var(y_t) = \sigma^2 \\ cov(y_t, y_{t+k}) = \gamma_k;\ \ k = 0, \pm1, \pm2, \pm3, \ldots. \end{array}\right\} \quad (1)$$

1-2-2 اختبارات الاستقرارية [2]

توجد عدة طرق للكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية من اكثرها شهرة في الاستعمال اختبارات جذر الوحدة. اذ تعد اختبارات جذر الوحدة من الاختبارات الاحصائية المستخدمة في الكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية اي بمعنى ادق تحديد فيما اذا كانت تعاني من الاتجاه ام لا ومن اكثر هذه الاختبارات شيوعاً في الاستخدام اختبار ديكي- فولر (Dickey–Fuller test) وتتلخص خطواته بالنقاط الاتية:

ISSN (1681- 6870)

- ايجاد إحصاءه الاختبار τ و يكون ذلك من خلال تقدير نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى AR(1) المعرف بالمعادلة(2) رياضياً ادناه.

$$Y_t = \emptyset\, Y_{t-1} + a_t \qquad (2)$$

اذ تمثل Yt مشاهدات السلسلة الزمنية في الزمن t. a_t يمثل الخطأ العشوائي والذي يتبع خاصية التشويش الابيض اي ان يتبع توزيع طبيعي متماثل بمتوسط صفر وتباين ثابت ويعرف رياضياً كالاتي:

$$(3)\ a_t \sim \text{Niid}(0, \sigma^2)$$

و عليه تحسب احصاءة الاختبار من خلال المعادلة(4) الاتية:

$$(4) \qquad \tau = \frac{\hat{\emptyset}}{\text{s.e}(\hat{\emptyset})}$$

- تقارن احصاءة الاختبار τ المحسوبة من المعادلة (4) مع نظيرتها الجدولية والمستخرجة من جداول خاصة اعدت من قبل ديكي و فولر لاختبار الفرضية الاحصائية المعرفة ادناه.

H0 : السلسلة الزمنية غير مستقرة

H1 : السلسلة الزمنية مستقرة

الاختبار اعلاه يعرف باختبار ديكي- فولر البسيط ويرمز له DF .وقد طور ديكي وفولر اختباريهما DF وعرف بعد ذلك باختبار ديكي- فولر المطور(الموسع) Augmented Dickey-Fuller test (ADF) حيث ان هذا الاختبار وضع لمعالجة الارتباط الذاتي الذي قد يوجد بين الاخطاء.

1-3 نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM

1-3-1 التكامل المشترك

يعتبر اختبار التكامل المشترك من الاختبارات الاساسية والمهمة في التحقق من وجود او عدم وجود علاقة توازنية طويلة الامد بين متغيرين او اكثر ،وعليه يمكن تعريفه بانه عملية التلازم بين سلسلتين زمنيتين او اكثر عبر الزمن، اذ تؤدي التقلبات في احداها الى الغاء التقلبات في السلسلة الاخرى، وعليه يمكن ان يجعل ذلك امكانية تحويل السلسلة الزمنية غير المستقرة في حالة دراستها بصورة منفردة الى سلسلة مستقرة في حالة دراستها كمجموعة .اذ تعتبر العلاقة طويلة الامد مفيدة في عملية التنبؤ بقيم المتغير المعتمد بدلالة المتغيرات المستقلة. [4] ,[9]

يشترط تحقق التكامل المشترك بين السلسلتين Xt , Yt اذا كانتا كلاهما غير مستقرة و بالإمكان جعلهما مستقرتين بعد اخذ d من الفروق اي انهما متكاملتين بنفس الدرجة d و تركيبة خطية للسلستين تسمح بالحصول على سلسلة ذات درجة تكامل اقل اي ان:

$$\alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t \rightarrow I(c-e);\ e \geq c \geq 0 \qquad (5)$$

ويرمز للتركيبة الخطية اختصاراً بـ $X_t, Y_t \rightarrow CI(e,c)$

اذ ان $[\alpha_1, \alpha_2]$ يدعى بمتجه التكامل المشترك.

ISSN (1681- 6870)

وبشكل عام اذا كان لدينا k من السلاسل الزمنية فان :

$$\left.\begin{matrix} X_1 \to I(d) \\ \vdots \\ X_k \to I(d) \end{matrix}\right\} \quad (6)$$

عندئذ السلاسل الزمنية تحمل خاصية التكامل المشترك اذا كان

$$\alpha X \to CI(e, c) \quad (7)$$

اذ ان $\alpha = [\alpha_1, \dots, \alpha_k], X = [X_1, \dots, X_k]$. (شيخي،289، 290-2011)

1-3-2 فترة الابطاء المثلى [13] , [6]

تعد فترة الابطاء ضرورية لاعتمادها في اختبارات التكامل المشترك المتمثل باختبار جوهانسون، وكذلك عند تقدير نموذج تصحيح الخطأ VECM، لذا من اجل تحديدها توجد عدة معايير ممكن الاستدلال من خلالها على فترة الابطاء المثلى منها معيار اكيكي (AIC) ومعيار حنان-كوين(HQ) و معيار شوارتز(SC).

كما ان فترة الابطاء المثلى تمثل فترة الابطاء التي تمتلك اقل المعايير الثلاث اعلاه.

1-3-3 اختبار جوهانسون [14] ,[8]

يتميز اختبار جوهانسون بإمكانيته في بيان التكامل المشترك بين متغيرين او اكثر وعدد متجهاته. إذ تعتمد منهجية هذا الاختبار على تحديد رتبة المصفوفة Π التي من خلالها يمكن التحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الامد بين المتغيرات.كما ان رتبة المصفوفة Π تمثل عدد متجهات التكامل المشترك(r) بين المتغيرات ولتحديد عدد المتجهات يتوجب اختبار الفرضيات الاتية:

- رتبة المصفوفة تساوي صفر (r=0) اي لا توجد علاقة توازنيه طويلة الامد بمعنى اخر قبول الفرضية العدمية (عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات) $H_0: r = 0$.
- رتبة المصفوفة تامة (r=k) اي ان جميع المتغيرات الاصلية مستقرة ،بمعنى اخر قبول فرضية العدم(عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات) $H_0: r = k$.اذ ان عدد المتغيرات الداخلة في النموذج القياسي المطلوب تقديره.
- رتبة المصفوفة ($0 < r < k$) فهذا يدل على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وعدد متجهاته r .

لاختبار الفرضيات اعلاه يتم الاستعانة بالاختباريين الاحصائيين الآتيين:

- **اختبار الاثر Trace Test**

يعرف هذا الاختبار بالصيغة الرياضية الاتية:

$$LR_{tr}(r/k) = -T \sum_{i=r+1}^{k} \log(1 - \hat{\lambda_i}) \quad (8)$$

ISSN (1681- 6870)

- **اختبار القيم المميزة العظمى Maximum eigenvalues test**

التعريف الرياضي لهذا الاختبار كالاتي:

$$LR_{max}(r/k+1) = -T\log(1-\hat{\lambda}) \quad (9)$$

اذ ان : r=0,1,2,3,…,k-1 ، λ القيمة المميزة العظمى ، T حجم العينة ،k عدد المتغيرات المطلوب اختبار التكامل المشترك بينهم.

من الجدير بالذكر في بعض الحالات تكون نتائج اختبار الاثر مختلفة عن نتائج القيم المميزة العظمى وعليه يفضل في هذه الحالة اعتماد نتائج اختبار الاثر.

1-3-4 نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model[3] , [11]

ان نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) يستعمل للتأكد من وجود العلاقة التوازنية (القصيرة والطويلة الاجل) بين المتغيرات ، و يتميز هذا النموذج بإمكانية تطبيقه في حالة العينات الصغيرة بخلاف الطرائق التقليدية الاخرى. اما اهم شروط تطبيقه فهو وجوب وجود تكامل مشترك بين المتغيرات.

يعد نموذج متجه تصحيح الخطأ احد نماذج الانحدار الذاتي (VAR)،ونموذج الانحدار الذاتي يستعمل لتمثيل العلاقة الديناميكية التبادلية بين المتغيرات المستقرة. لنفترض ان Yt , Xt متغيرين فان النموذج العام الديناميكي التبادلي بين هذين المتغيرين يعرف كالاتي:

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_{10} + \beta_{11}Y_{t-1} + \beta_{12}X_{t-1} + u_{1t} \\ X_t &= \beta_{20} + \beta_{21}Y_{t-1} + \beta_{22}X_{t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (10)$$

اذ تتصف هيكلية المعادلتين اعلاه بان كل متغير يعتمد على فترة ابطاء ذاتية وعلى فترة ابطاء للمتغير الثاني. وأن المعادلتين يكونان متجه الانحدار الذاتي، و نتيجة لكون فترة الابطاء هي من الدرجة واحد عندها يكون نظام الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى VAR(1) .

كما ان معادلتي النظام بالإمكان تقديرهما مباشرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS اذا كان كلا المتغيرين مستقرين. أما اذا كل منهما متكامل من الدرجة الاولى I(1) اي انهما مستقران بالفرق الاول، فان معادلاتي النظام التي يجب تقديرها تعرف كالاتي :-

$$\begin{aligned} \nabla Y_t &= \beta_{10} + \beta_{11}\nabla Y_{t-1} + \beta_{12}\nabla X_{t-1} + u_{1t} \\ \nabla X_t &= \beta_{20} + \beta_{21}\nabla Y_{t-1} + \beta_{22}\nabla X_{t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (11)$$

ولما كانت كلاً من المتغيرين Yt, Xt يتصفان بخاصية التكامل المشترك من الدرجة الاولى ،عندئذ يتعين اضافة حد تصحيح الخطأ المقدر(ECM) من العلاقة بين Yt, Xt من نماذج السببية الممثلة بالمعادلات (12) ويعرف بالمعادلات الاتية:

$$\begin{aligned} \nabla Y_t &= \beta_{10} + \sum_{i=1}^{m}\beta_{1i}\nabla Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\delta_{1i}\nabla X_{t-i} + \theta_1\epsilon_{1t-1} + u_{1t} \\ \nabla X_t &= \beta_{20} + \sum_{i=1}^{P}\beta_{2i}\nabla X_{t-i} + \sum_{i=1}^{Q}\delta_{2i}\nabla Y_{t-i} + \theta_2\epsilon_{2t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (12)$$

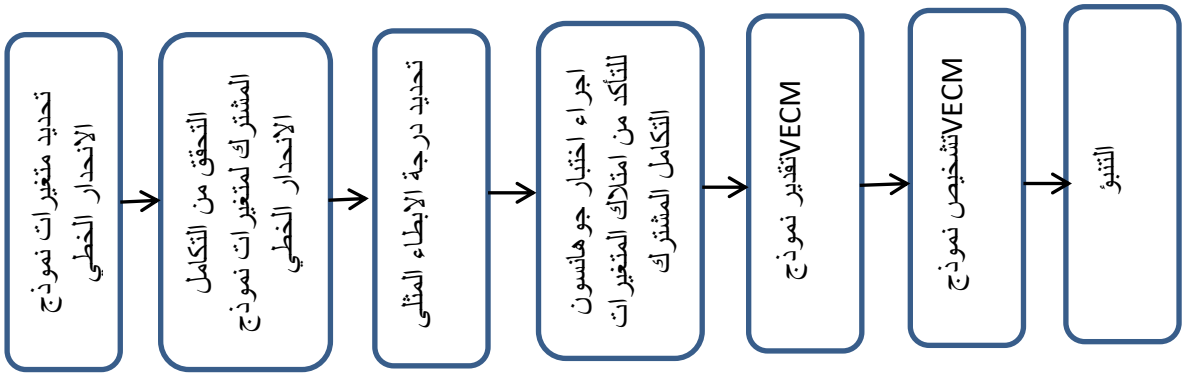
اذ ان

$\epsilon_{2t-1}\epsilon_{1t-1}$ تمثل حدي التصحيح الخطأ لنموذجي تصحيح الخطأ.

ISSN (1681- 6870)

θ_2, θ_1 معاملات حدي تصحيح الخطأ وتعبر عن قوة الرجوع نحو التوازن طويل المدى ويجب ان تكون سالبة ومعنوية للإشارة الى وجود علاقة طويلة المدى بين المتغيرين Yt ,Xt .

وبالإمكان تلخيص خطوات تقدير نموذج تصحيح الخطأ VECMبالشكل(2) الاتي:



شكل (2): مراحل تقدير نموذج تصحيح الخطأ VECM

المصدر: اعداد الباحثين

2- الجانب التطبيقي

يتضمن الجانب التطبيقي للبحث جزئيين موضحة بالاتي واعتماد برنامج Eviews v.9 في التحليل:

اولاً:- توصيف نماذج الانحدار المتعدد

ان العلاقة بين المتغير المعتمد (Y: الناتج المحلي الاجمالي) و المتغيرات المستقلة (X1: حجم السكان،X2 : معدل البطالة،X3 :النشاط الاقتصادي) بالإمكان التعبير عنها بنماذج الانحدار الخطية المتعددة المبينة بالمعادلات(13)،(14)،(15)،(16)،(17) ادناه. ولتوضيح طبيعة العلاقة بين المتغير المعتمد و المتغيرات المستقلة سنعمل على اختيار النماذج التي تحقق شرط التكامل المشترك والمتمثل بوجوب ان تكون جميع متغيرات النموذج متماثلة في درجة التكامل ومن ثم تقدير النماذج المختارة لمناقشة مؤشراتها الاحصائية. وادناه النماذج المقترحة وحسب الخطوات الاتية:-

النموذج الخطي

$$Y_t = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + u_t \qquad (13)$$

النموذج نصف اللوغاريتمي من جهة اليسار

$$\ln(Y_t) = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + B_3 X_3 + u_t \qquad (14)$$

ISSN (1681- 6870)

النموذج اللوغاريتمي

$$\ln(Y_t) = B_0 + B_1 \ln(X_1) + B_2 \ln(X_2) + B_3 \ln(X_3) + u \quad (15)$$

النموذج اللوغاريتمي من جهة اليمين

$$Y_t = B_0 + B_1 \ln(X_1) + B_2 \ln(X_2) + B_3 \ln(X_3) + u_t \quad (16)$$

نموذج مقترح

$$Y_t = B_0 + B_1 \ln(X_1) + B_2 X_2 + B_3 \ln(X_3) + u_t \quad (17)$$

- **اختبار استقرارية متغيرات نماذج الانحدار الخطية**

يبين جدول(2) نتائج اختبار ADF لجذر الوحدة ، تم تطبيق الاختبار للمتغيرات المشمولة بالدراسة على وفق الصيغ الثلاثة (ثابت ، ثابت واتجاه ، بدون) ، بينت نتائج الاختبار ان جميع المتغيرات لم تكن مستقرة ، بتطبيق الاختبار عند مستواها لكنها استقرت عند الفرق الاول وهذا يشير الى ان المتغيرات هي I(1) ما عدا المتغير ln(X2) فقد استقر بعد اخذ الفرق الثاني له كما يوضحه الجدول(3) وهذا يدل على ان المتغير ln(X2) هو I(2) ، وان اي محاولة لتوصيف النموذج الديناميكي للمتغيرات عند مستوى السلسلة ستكون غير ملائمة وقد تؤدي الى مشاكل الانحدار الزائف .

ISSN (1681- 6870)

جدول (2): نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور(ADF) لاختبار جذر الوحدة لمتغيرات نماج الانحدار الخطية للبحث

المتغيرات	المستوى			الفرق الأول		
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون
Y	-0.261 (0.919)	-2.590 (0.287)	1.068 (0.921)	-3.884 (0.007)	-3.829 (0.031)	-3.546 (0.001)
X1	1.175 (0.997)	-1.676 (0.734)	8.115 (1.000)	-4.866 (0.001)	-5.0998) (0.002)	-2.0298 (0.042)
X2	-2.459 (0.137)	-1.586 (0.772)	-0.084 (0.646)	-4.140 (0.004)	-4.305 (0.011)	-4.185 (0.000)
X3	-2.595 (0.106)	-2.6197 (0.275)	-0.411 (0.526)	-6.361 (0.000)	-6.271 (0.000)	-6.476 (0.000)
Ln(Y)	-3.466 (0.017)	-1.451 (0.822)	2.543 (0.996)	-3.365 (0.022)	-5.065 (0.002)	-2.6299 (0.011)
Ln(X1)	-0.575 (0.860)	-2.731 (0.233)	9.261 (1.000)	-5.441 (0.000)	-5.361 (0.001)	-1.955 (0.040)
Ln(X2)	-2.378 (0.158)	-2.080 (0.533)	0.651 (0.851)	-1.984 (0.292)	-4.757 (0.004)	-1.990 (0.046)
Ln(X3)	-2.596 (0.106)	-2.638 (0.268)	-0.278 (0.576)	-6.344 (0.000)	-6.259 (0.0001)	-6.459 (0.000)

المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews v.9

جدول(3) اختبار ديكي- فيلر المطور (ADF) لاختبار جذر الوحدة عند الفرق الثاني للمتغير Ln(X2)

المتغيرات	الفرق الثاني		
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون
Ln(X2)	-11.061 (0.000)	-11.029 (0.000)	-11.303 (0.000)

- **تحديد النماذج الخطية**

ان تطبيق التكامل المشترك يشترط تماثل درجة تكامل المتغيرات للنموذج الخطي للانحدار وعليه فان نماذج الانحدار المتعدد الخطية المحققة للشرط هي النماذج الخطي والنموذج الخطي المقترح. والجدول(4) يلخص درجة تكامل المتغيرات.

جدول (4) : درجة التكامل لمتغيرات نماذج الانحدار الخطي المتعدد للبحث

المتغير	درجة التكامل
Y	1
X1	1
X2	1
Ln(Y)	1
Ln(x1)	1
Ln(x2)	2
Ln(x3)	1

المصدر: اعداد الباحثين

ثانياً: اختبار علاقة التكامل المشترك وتقدير نماذج تصحيح الخطأ

بعد اختبار استقراريه متغيرات النماذج الخطية وجدنا أن هذه المتغيرات غير مستقرة وقد استقرت بعد إجراء الفروقات وعليه فإن إمكانية وجود مسار مشترك بين هذه المتغيرات في المدى الطويل ممكن، وللتأكد من هذا سنقوم باختبار جوهانسون (Johansen) لمتغيرات النموذج الخطي والنموذج الخطي المقترح ومن ثم تقدير نموذج الخطأ المصحح لهما وكالاتي:

ISSN (1681- 6870)

1- النموذج الخطي

ان خطوات تقدير نموذج تصحيح الخطأ مبينة ادناه: -

تحديد فترة الابطاء المثلى

نلاحظ من الجدول(5) ان فترة الابطاء المثلى لنموذج VAR تساوي (2) اذ حققت اقل المعايير للمعيارين (AIC=47.3598) و (HQ=47.8615) بينما بلغ (SC=490102).

جدول(5):تحديد فترة الابطاء المثلى لنموذج VAR

	المعايير		
فترة الابطاء	معيار AIC	SC	HQ
0	55.118	55.312	55.174
1	47.791	48.7589	48.0698
2	47.3598	49.102	47.8615

المصدر: اعداد الباحثين

اختبار جوهانسون

بعد تحديد فترة الابطاء المثلى والتي بلغت (2) والتي سنعتمدها في اجراء اختبار جوهانسون على نموذج ال VAR و كانت النتائج ملخصة بالجدول(6).

حسب نتائج الجدول(6) ان نتائج الاختبار في ظل الفرضيات الاتية:

$$a - \ H_0: r = 0; H_1: r > 0$$
$$b - \ H_0: r = 1; H_1: r > 1$$
$$c - \ H_0: r = 2; H_1: r > 2$$
$$d - \ H_0: r = 3; H_1: r > 3$$

في الفرضيتين a , b نقبل الفرضية البديلة (H1) بمستوى معنوية 5% و 1% لان معنوية الاختبار المقابلة لاحصاءة اختبار الاثر trace و اختبار max eigenvalue كانت اقل من مستوى المعنوية المحددة للاختبار 0.05 و 0.01 .اما الفرضيتين c,d فقد تم قبول الفرضية العدمية اذ ان مستوى المعنوية المقابلة لاحصاءة اختبار الاثر trace و احصاءة اختبار max eigenvalue اكبر من مستوى معنوية الاختبار 0.05 و 0.01 ،وعليه نستنتج ان عدد معادلات التكامل المشترك هو (2).

ISSN (1681- 6870)

جدول(6): نتائج اختبار جوهانسون لمتغيرات النموذج الخطي

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.923933	88.77744	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.694320	34.67843	29.79707	0.0127
At most 2	0.333435	9.788908	15.49471	0.2973
At most 3	0.058726	1.270938	3.841466	0.2596

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.923933	54.09901	27.58434	0.0000
At most 1 *	0.694320	24.88952	21.13162	0.0141
At most 2	0.333435	8.517971	14.26460	0.3285
At most 3	0.058726	1.270938	3.841466	0.2596

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.9

التقدير

بعد التحقق من ان متغيرات النموذج الخطي متكاملة تكاملاً مشتركاً من خلال اختبار جوهانسون، عندها تأتي مرحلة الكشف عن علاقة توازنية طويلة الامد بين الناتج الاجمالي(Y) وحجم السكان(X1) ومعدل البطالة (X2) و معدل النشاط الاقتصادي (X3) من خلال تمثيلها في نموذج تصحيح الخطأ. الجدول (7) يتضمن تقدير معالم معادلتي التكامل المشترك و من خلال نتائج التقدير نلاحظ أن معاملات معادلتي التكامل المشترك لها معنوية احصائية و ذلك عند مستوى معنوية ($\alpha = 0.05$).

جدول (7) : معاملات معادلتي التكامل المشترك

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
Y(-1)	1.000000	0.000000
X1(-1)	0.000000	1.000000
X2(-1)	53595966 (9469359) [5.65994]	3.521642 (0.63327) [5.56107]
X3(-1)	-1.34E+08 (2.5E+07) [-5.43765]	-9.342932 (1.64597) [-5.67624]
C	4.79E+09	317.4627

المصدر : مخرجات برنامج Eviews v.9

ملاحظة:( ) تشير الى الاخطاء المعيارية ، [ ] قيمة اختبار t المحسوبة

ISSN (1681- 6870)

اما الجدول (8) فلخصت فيه تقدير نموذج تصحيح الخطأ المصحح والذي اذ نلاحظ ان معاملات نموذج تصحيح الخطأ نجد ان معامل حد تصحيح الخطأ بلغ (0.292-) لكنه غير معنوي لكون مستوى المعنوية المقابل له (0.304) وهو اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05 وهذا يشير الى وجود علاقة سببية توازنية طويلة الاجل تتجه من متغيرات النموذج المستقلة الى الناتج المحلي الاجمالي الا انها غير معنوية .

كذلك يتبين من الجدول(8) ان معلمات الاجل القصير بعدم وجود توازن قصير الاجل معنوياً بين معظم المتغيرات المستقلة و الناتج المحلي الاجمالي ما عدا معلمة التغير في حجم السكان(X1) وبإبطاء سنة واحدة فقد جاءت سالبة مقدارها (-22186301) بمستوى معنوية (0.024) وهو اقل من 0.05 وهذا يدل على وجود علاقة قصيرة الاجل بين حجم السكان والناتج المحلي الاجمالي عكسية.

كما يتضح من قيمة معامل التحديد R2 ، ان النموذج يفسر 0.69 من التغيرات الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي خلال فترة البحث، مما يشير الى ان المتغيرات المستقلة للنموذج هي العوامل ذات التأثير الاكبر على استجابة الناتج المحلي الاجمالي و المتبقي من التغييرات ما مقدارها ناتجة من المتغيرات غير المضمنة في النموذج و المتمثلة بحد الخطأ.

فضلاً عن فقد بلغت قيمة اختبار F المحسوبة (3.12) وهي معنوية اذ كان مستوى المعنوية له (0.02) وهي اقل من 0.05 ،وهذا يشير الى ان النموذج ذو معنوية احصائية وان المتغيرات المستقلة في النموذج ككل ذات تأثير على الناتج المحلي الاجمالي.

جدول(8): تقدير نموذج تصحيح الخطأ VECM

D(Y) = C(1)*(Y(-1) + 53595966.0368*X2(-1) - 133834196.111*X3(-1) + 4790728456.41) + C(2)*(X1(-1) + 3.52164184241*X2(-1) - 9.34293230555*X3(-1) + 317.462650094) + C(3)*D(Y(-1)) + C(4)*D(Y(-2)) + C(5)*D(X1(-1)) + C(6)*D(X1(-2)) + C(7)*D(X2(-1)) + C(8)*D(X2(-2)) + C(9)*D(X3(-1)) + C(10)*D(X3(-2)) + C(11)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.291688	0.273405	-1.066871	0.3041
C(2)	4311455.	3964323.	1.087564	0.2952
C(3)	0.750558	0.363069	2.067260	0.0577
C(4)	0.021470	0.265368	0.080905	0.9367
C(5)	-22186301	8764176.	-2.531476	0.0240
C(6)	18572965	12042619	1.542270	0.1453
C(7)	-1595267.	2129024.	-0.749295	0.4661
C(8)	1676656.	2015274.	0.831974	0.4194
C(9)	-1244275.	1506896.	-0.825720	0.4228
C(10)	624043.1	1470590.	0.424349	0.6778
C(11)	5282264.	16695556	0.316387	0.7564

R-squared	0.690242	Mean dependent var	9024291.
Adjusted R-squared	0.468986	S.D. dependent var	24399750
S.E. of regression	17780262	Akaike info criterion	36.52526
Sum squared resid	4.43E+15	Schwarz criterion	37.06156
Log likelihood	-445.5657	Hannan-Quinn criter.	36.67401
F-statistic	3.119659	Durbin-Watson stat	1.841748
Prob(F-statistic)	0.025848		

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.9

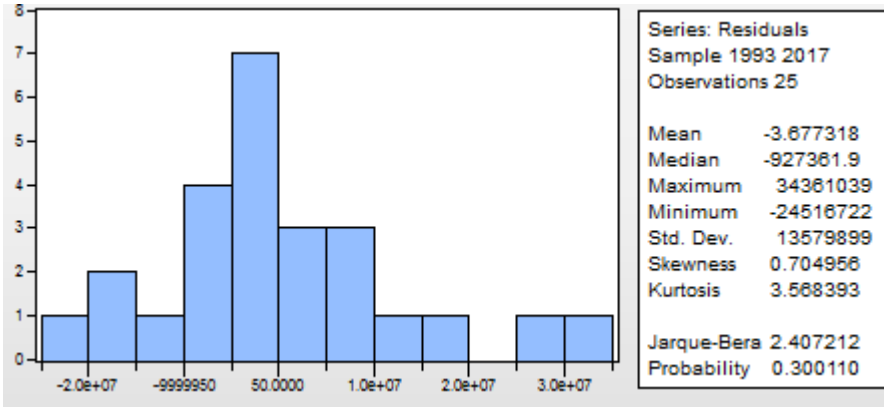
التشخيص

نلاحظ من الشكل (2) ان المعاملات المقدرة للنموذج المستخدم ساكنة هيكلياً خلال فترة الدراسة ،حيث وقع الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لمجموع مربعات البواقي داخل حدي الثقة بمستوى معنوية 5%.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.305	0.305	2.6205	0.105
		2	-0.080	-0.191	2.8096	0.245
		3	-0.105	-0.021	3.1510	0.369
		4	-0.173	-0.164	4.1085	0.392
		5	-0.232	-0.165	5.9316	0.313
		6	-0.115	-0.039	6.4032	0.380
		7	0.069	0.054	6.5799	0.474
		8	0.076	-0.028	6.8115	0.557
		9	0.103	0.059	7.2614	0.610
		10	0.135	0.059	8.0797	0.621
		11	-0.146	-0.239	9.1111	0.612
		12	-0.141	0.039	10.145	0.603

شكل (2): دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي لمربعات البواقي

كذلك نجد ان قيمة اختبار Jarque-Bera بلغت 2.407 بمستوى معنوية 0.30 من الشكل(3) وهو اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05 وعليه لا نرفض الفرض العدمي والذي ينص على ان البواقي تتوزع طبيعيا.



شكل(3):اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

اما الجدول(9) فيبين اختبار الارتباط الذاتي بين البواقي اذ بلغت قيمة اختبار LM 1.846 بمستوى معنوية 0.397 وهو اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05 اي لا يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي.

ISSN (1681- 6870)

جدول(9): نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.478438	Prob. F(2,12)	0.6311
Obs*R-squared	1.846272	Prob. Chi-Square(2)	0.3973

فيما ظهر من خلال الجدول(10) ان اختبار Breusch-Pagan-Godfrey ان بواقي النموذج لا تعاني من مشكلة عدم التجانس اذ كانت معنوية الاختبار 0.772 وهي اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05.

جدول(10):اختبار عدم تجانس البواقي

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.643723	Prob. F(12,12)	0.7717
Obs*R-squared	9.790627	Prob. Chi-Square(12)	0.6343
Scaled explained SS	3.942920	Prob. Chi-Square(12)	0.9844

2- النموذج الخطي المقترح

نكرر خطوات تقدير نموذج تصحيح الخطأ للنموذج الخطي لتقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج الخطي المقترح وكالاتي:

تحديد فترة الابطاء المثلى

نلاحظ من الجدول (11) ان فترة الابطاء المثلى لنموذج VAR تساوي (2) اذ حققت اقل المعايير للمعايير الثلاث (AIC=31.977) ، (HQ=32.464)، (SC=33.732).

جدول (11): تحديد فترة الابطاء المثلى لنموذج VAR

المعايير			
HQ	SC	معيار AIC	فترة الابطاء
40.309	40.450	40.255	0
33.312	34.017	33.042	1
32.464	33.732	31.977	2

ISSN (1681- 6870)

اختبار جوهانسون

بعد تحديد فترة الابطاء المثلى والتي بلغت (2) والتي سنعتمدها في اجراء اختبار جوهانسون على نموذج ال VAR و كانت النتائج ملخصة بالجدول(12).

حسب نتائج الجدول(12) ان نتائج الاختبار في ظل الفرضيات الاتية:

$$a - \ H_0: r = 0; H_1: r > 0$$
$$b - \ H_0: r = 1; H_1: r > 1$$
$$c - \ H_0: r = 2; H_1: r > 2$$
$$d - \ H_0: r = 3; H_1: r > 3$$

في الفرضيتين a نقبل الفرضية البديلة (H1) بمستوى معنوية 5% و 1% لان معنوية الاختبار المقابلة لاحصاءة اختبار الاثر trace و اختبار max eigenvalue كانت اقل من مستوى المعنوية المحددة للاختبار 0.05 و 0.01 .اما الفرضيتين b,c,d فقد تم قبول الفرضية العدمية اذ ان مستوى المعنوية المقابلة لاحصاءة اختبار الاثر trace و احصاءة اختبار max eigenvalue اكبر من مستوى معنوية الاختبار 0.05 و 0.01 ،وعليه نستنتج ان معاملات التكامل المشترك هو (1).

جدول (12) :اختبار جوهانسون لمتغيرات النموذج المقترح

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.901005	82.95581	47.85613	0.0000
At most 1	0.565883	25.13858	29.79707	0.1565
At most 2	0.157254	4.277571	15.49471	0.8799
At most 3	1.29E-05	0.000321	3.841466	0.9878

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.901005	57.81722	27.58434	0.0000
At most 1	0.565883	20.86101	21.13162	0.0545
At most 2	0.157254	4.277249	14.26460	0.8290
At most 3	1.29E-05	0.000321	3.841466	0.9878

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

التقدير

بعد التحقق من ان متغيرات النموذج المقترح متكاملة تكاملاً مشتركاً من خلال اختبار جوهانسون، عندها تأتي مرحلة الكشف عن علاقة توازنية طويلة الامد بين الناتج الاجمالي(Y) و لوغارتيم حجم السكان((ln(X1) و لوغارتيم معدل البطالة (X2) و لوغارتيم معدل النشاط الاقتصادي ((ln(X3) من خلال تمثيلها في نموذج متجه تصحيح الخطأ المعرف بالمعادلة (18) .

$$\nabla Y_t = C_2\nabla(Y_{t-1}) + C_3\,\nabla(Y_{t-2}) + C_4\nabla(\ln(X_{1t-1}) + C_5\nabla\ln(X_{1t-2}) + C_6\nabla(X_{2t-1}) + C_7\nabla(X_{2t-2}) + C_8\nabla(X_{3t-1}) + C_9\nabla\ln(X_{3t-2}) + C_{10} + C_1(Y_{t-1} + b_1\ln(X_{1t-1}) + b_2X_{2t-1} + b_3\ln(X_{3t-1}) + b_0) \quad (18)$$

ISSN (1681- 6870)

جدول (13): تقدير نموذج تصحيح الخطأ للنموذج المقترح

المتغيرات المستقلة			Coff.	t-Statistic	Prob.
الحد الثابت	C10		16767507	1.111669	0.2838
$\nabla(Y_{t-1})$	C2		0.572566	2.356066	0.0325
$\nabla(Y_{t-2})$	C3		-0.132804	-0.710229	0.4885
$\nabla \ln(X_{1t-1})$	C4		-7.64E+08	-2.980544	0.0093
$\nabla Ln(X_{1t-2})$	C5		3.57E+08	1.071374	0.3009
$\nabla(X_{2t-1})$	C6		-1845045	-1.221361	0.2408
$\nabla(X_{2t-2})$	C7		1230871	0.810740	0.4302
$\nabla \ln(X_{3t-1})$	C8		-49003388	-0.796902	0.4379
$\nabla \ln(X_{3t-2})$	C9		63814531	1.022318	0.3228
معاملات معادلة التكامل المشترك	معامل حد التصحيح	C1	-0.155855	-1.135908	0.2738
	$\ln(X_{1t-1})$	b1	-469695205.21	-35.1589	
	X_{2t-1}	b2	1222557.208636	0.22912	
	$\ln(X_{3t-1})$	b3	509402238.381	8.72621	
	الحد الثابت	b_0	-469293641.539		

$R-squared$ 0.671154 Mean dependent var 9024291

Adjusted $R-squared$ 0.473846 S. D. dependent var 24399750

S. E. of regression 17698715 Akaike info criterion 36.50506

Sum squared resid $4.70E+15$ Schwarz criterion 36.99261

$F-statistic$ 3.401559 Durbin – Watson stat 1.895760

Prob($F-statistic$) 0.017759

ISSN (1681- 6870)

اما الجدول (13) فلخصت فيه تقديرات نموذج متجه تصحيح الخطأ .

اذ نجد ان معامل حد تصحيح الخطأ C1 امتلك اشارة سالبة وهذا يشير الى وجود علاقة توازنية طويلة الامد لكنه غير معنوي لكون مستوى المعنوية المقابل له (0.274) اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05 اي عدم معنوية العلاقة السببية التوازنية طويلة الامد المتجه من متغيرات النموذج المستقلة الى الناتج المحلي الاجمالي .كما نلاحظ تقدير معالم معادلة التكامل المشترك و من خلال نتائج التقدير نلاحظ أن معاملات معادلة التكامل المشترك الخاصة بالمتغيرين $\ln(X_{3t-1})\,,\ln(X_{1t-1})$ لها معنوية احصائية و ذلك عند مستوى معنوية ($\alpha = 0.05$).

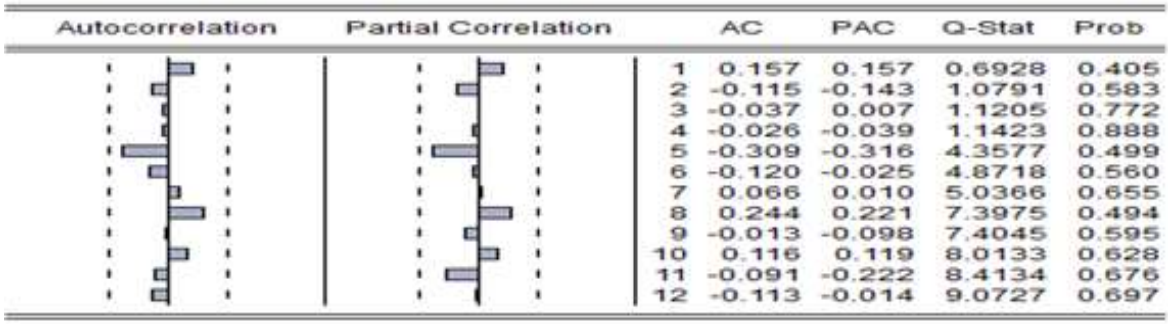
كذلك يتبين من الجدول(13) ان معلمات الاجل القصير تشير الى عدم وجود توازن قصير الاجل معنوياً بين معظم المتغيرات المستقلة و الناتج المحلي الاجمالي ما عدا معلمتي لوغاريتم حجم السكان((ln(X1) بإبطاء سنة واحدة و التغير في حجم الناتج المحلي الاجمالي بإبطاء سنة واحدة ،فقد جاءت معلمة لوغاريتم حجم السكان (C4=-7.64E+08) سالبة بمستوى معنوية (0.009) وهو اقل من 0.05 وهذا يدل على وجود علاقة قصيرة الامد بين لوغارتيم حجم السكان والناتج المحلي الاجمالي عكسية ،اما معلمة التغير في حجم الناتج المحلي الاجمالي بابطاء سنة واحدة فكان مقدارها (C2=0.573) بمستوى معنوية (0.0325) اي وجود علاقة طردية بين التغير في حجم الناتج المحلي الاجمالي بإبطاء سنة واحدة و الناتج المحلي الاجمالي وهذه النتائج تتفق مع النظرية الاقتصادية.

كما يتضح من قيمة معامل التحديد R2 ، ان النموذج يفسر حوالي 0.67 من التغيرات الحاصلة في الناتج المحلي الاجمالي خلال فترة البحث، مما يشير الى ان المتغيرات المستقلة للنموذج هي العوامل ذات التأثير الاكبر على استجابة الناتج المحلي الاجمالي و المتبقي من التغييرات ما مقدارها ناتجة من المتغيرات غير المضمنة في النموذج و المتمثلة بحد الخطأ.

فضلاً عن ذلك فقد بلغت قيمة اختبار F المحسوبة (3.4) وهي معنوية اذ كان مستوى المعنوية له (0.018) وهي اقل من 0.05 ،وهذا يشير الى ان النموذج ذو معنوية احصائية وان المتغيرات المستقلة في النموذج ككل ذات تأثير على الناتج المحلي الاجمالي.

التشخيص

نلاحظ من الشكل(4) ان المعاملات المقدرة للنموذج المستخدم ساكنة هيكلياً خلال فترة الدراسة ،حيث وقع الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لمجموع مربعات البواقي داخل حدي الثقة بمستوى معنوية 5%.

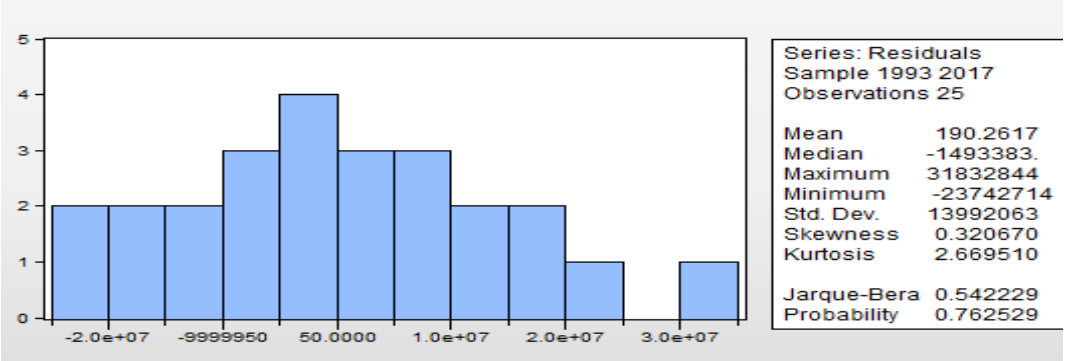


Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.157	0.157	0.6928	0.405
		2	-0.115	-0.143	1.0791	0.583
		3	-0.037	0.007	1.1205	0.772
		4	-0.026	-0.039	1.1423	0.888
		5	-0.309	-0.316	4.3577	0.499
		6	-0.120	-0.025	4.8718	0.560
		7	0.066	0.010	5.0366	0.655
		8	0.244	0.221	7.3975	0.494
		9	-0.013	-0.098	7.4045	0.595
		10	0.116	0.119	8.0133	0.628
		11	-0.091	-0.222	8.4134	0.676
		12	-0.113	-0.014	9.0727	0.697

شكل(4):معاملات الارتباط الذاتي والجزئي لمربعات البواقي

ISSN (1681- 6870)

كذلك نلاحظ من الشكل(5) قيمة اختبار Jarque-Bera بلغت 0.54 بمستوى معنوية 0.762 وهو اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05 وعليه لا نرفض الفرض العدمي والذي ينص على ان البواقي تتوزع طبيعيا.



شكل(5):اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

اما جدول(14) فبين اختبار الارتباط الذاتي بين البواقي فقد بلغت قيمة اختبار LM 0.1499 بمستوى معنوية 0.928 وهو اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05 اي لا يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي.

جدول(14):اختبار الارتباط الذاتي بين البواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.039205	Prob. F(2,13)	0.9617
Obs*R-squared	0.149886	Prob. Chi-Square(2)	0.9278

فيما اظهر اختبار Breusch-Pagan-Godfrey ان بواقي النموذج لا تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين اذ كانت معنوية الاختبار 0.776 وهي اكبر من مستوى المعنوية المحدد للاختبار 0.05 وهذا ما اوضحه الجدول(15).

جدول(15):اختبار تجانس تباينات البواقي

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.637855	Prob. F(12,12)	0.7763
Obs*R-squared	9.736130	Prob. Chi-Square(12)	0.6391
Scaled explained SS	2.925854	Prob. Chi-Square(12)	0.9960

ISSN (1681- 6870)

3- الاستنتاجات والتوصيات

3-1 الاستنتاجات

توصل البحث الى مجموعة من الاستنتاجات نلخصها بالاتي: -

1- اكدت نتائج اختبار الاستقرارية ان متغيرات البحث جميعها كانت غير مستقرة في مستواها الاصلي وقد استقرت بعد اخذ الفرق الاول لها ماعدا لوغاريتم معدل البطالة فقد استقر بعد اخذ الفرق الثاني له. مما يشير الى ان عدم امكانية الاعتماد على تقديرات نموذج الانحدار التقليدي بطريقة ols .
2- اوضح كلا من تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ للنموذج الخطي و المقترح وجود علاقة توازنية معنوية عكسية قصيرة الامد بين حجم الناتج المحلي الاجمالي و حجم السكان وبإبطاء سنة واحدة وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية.
3- بالرغم من ان مرحلة التشخيص اثبتت بان كلا نموذجي متجه تصحيح الخطأ للنموذج الخطي و النموذج المقترح خاليين من المشاكل القياسية الا ان النموذج المقترح يعد افضل من النموذج الخطي اذ امتلك معامل تحديد مصحح اكبر من النموذج الخطي بلغ 0.473846.

3-2 التوصيات

بناء على الاستنتاجات اعلاه جاءت توصيات البحث بالآتي:

- العمل على توفير قاعدة بيانات عن الناتج المحلي الاجمالي و جميع المتغيرات الاقتصادية المؤثرة بشكل مباشر او غير مباشر به.
- التوصية بتشجيع الباحثين بأجراء المزيد من الدراسات التي من شأنها معالجة مشاكل نمو الاقتصاد العراقي.
- استخدام اساليب قياسية كنموذج الابطاء الموزع في دراسة نمو الاقتصاد العراقي.
- دراسة تأثير متغيرات اقتصادية اخرى على نمو الاقتصاد العراقي.

ISSN (1681- 6870)

المصادر

[1] بري ، 2002 ، "طرق التنبؤ الاحصائي (الجزء الاول) " ، الطبعة الاولى ، جامعة الملك سعود. http://www.abarry.ws/

[2] شيخي، محمد،2011،"طرق الاقتصاد القياسي-محاضرات وتطبيقات"، الطبعة الاولى ،جامعة ورقلة-الجزائر، دار النشر: الحامد.

https://www.4kotoob.com/2018/04/pdf_3.html

[3] عطيه، عبد القادر محمد ،2004،"الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ".
https://www.4kotoob.com/2018/03/blog-post_11.html

[4] العكيلي، مرتضى هادي جندي،2018،"تقلبات أسعار النفط الخام العالمية وأثرها على التضخم والنمو الاقتصادي في العراق دراسة قياسية للمدة 1988–2015"،رسالة ماجستير; كلية الادارة والاقتصاد جامعة بغداد.

[5] زيارة ، رحيم حسوني ،،"تقلبات اسعار النفط الخام العالمية واثرها على التضخم والنمو الاقتصادي في العراق ،دراسة قياسية للمدة 1988-2015"، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية ، 24(105)،430-454.

[6] علي ، وسام حسين ،2013،" اثر التضخم على أداء سوق العراق للأوراق المالية للمدة (2005-2011) باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) " ،مجلة جامعة الانبار للعلوم الاقتصادية والادارية،5(10) ، 95-77 .

[7] لطيف، مقداد غضبان،2017،"نمط الانفاق الحكومي (الجاري والاستثماري) وتأثيره في الناتج المحلي الاجمالي للعراق "،رسالة ماجستير، كلية الادارة و الاقتصاد، جامعة بغداد ،العراق.

[8] فرحان ، محسن عويد ،محمود، زهرة هادي ،2014، "تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول الحنطة في المنطقة الديمية باستخدام نموذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ للمدة 1960-2010 .المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية"، العدد: 121،40-145.

[9] مجيد ،عامر عبد الله ، 2008 ، " تحليل و قياس العلاقة السببية بين عرض النقود والناتج المحلي الاجمالي في بلدان مختارة (السعودية و مصر) للمدة (1980-2006)"، رسالة ماجستير ،كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة بغداد ، العراق.

[10] مردس ، سليمان خليفة ،2015،" دراسة قياسية على محددات النمو الاقتصادي في السودان (1985-2010)"،رسالة ماجستير ،كلية الدرسات العليا ،جامعة السودان للعلوم والتكنلوجيا ،السودان.

References

[11] Chamalwa, H. A., & Bakari, H. R. (2016). A vector autoregressive (VAR) cointegration and vector error correction model (VECM) approach for financial deepening indicators AND economic growth in nigeria. American Journal of Mathematical Analysis, 4(1), 1-6.

[12] Gujarati, Damodar N. ,2004, "Basic Econometrics",4th Edition, McGraw−Hill. Companies, https://www.amazon.com/Basic-Econometrics-4th-Damodar-Gujarati/dp/0070597936

[13] Obayelu, A. E., & Salau, A. S. (2010). Agricultural response to prices and exchange rate in Nigeria: Application of co-integration and Vector Error Correction Model (VECM). Journal of Agricultural Sciences, 1(2), 73-81.

[14] Asari, F. F. A. H., Baharuddin, N. S., Jusoh, N., Mohamad, Z., Shamsudin, N., & Jusoff, K. (2011). A vector error correction model (VECM) approach in explaining the relationship between interest rate and inflation towards exchange rate volatility in Malaysia. World Applied Sciences Journal, 12(3), 49-56.

الملحق

جدول (16): حجم السكان و معدل البطالة و معدل النشاط الاقتصادي في العراق للفترة (1990-2017)

السنة	حجم السكان(مليون نسمة)	معدل البطالة	معدل النشاط الاقتصادي
1990	17.89	5.5	46.32
1991	18.419	6.5	46.1
1992	18.949	7.5	46.38
1993	19.949	8.5	38.27
1994	20.0007	10.5	38.68
1995	20.536	12.9	37.9
1996	21.124	13.9	38.48
1997	22.046	15.4	42.3
1998	22.702	17.4	41.02
1999	23.382	20.2	41.83
2000	24.086	22.4	41.42
2001	24.813	24.6	43.98
2002	25.665	26.7	42.75
2003	26.34	28.1	44.1
2004	27.139	26.8	48.5
2005	27.963	17.97	49.55
2006	28.81	17.5	49.72
2007	28.741	11.7	43.2
2008	29.421	15.34	46.84

ISSN (1681- 6870)

41.27	15.2	30.163	2009
41.08	15	30.962	2010
42.4	15.3	31.76	2011
42.9	11.1	32.578	2012
40.68	11.9	33.417	2013
42.7	10.6	36.284	2014
43.2	10.6	37	2015
43.2	10.8	37.2	2016
42.8	13.8	38	2017

المصدر: مجموعة من الدراسات السابقة والتقارير والاحصاءات السنوية الصادرة من الجهاز المركزي للإحصاء العراقي.