

## the use of Granger Causality in analyzing the relationship between investment expenditures and Gross fixed Capital formation in Iraq for the period(1980-2016)

استخدام سببية كرانجر في تحليل العلاقة بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في العراق للمدة (2016-1980)

الباحثة. زينب كامل عبيد

أ.د. عدنان كريم نجم الدين

جامعة كربلاء / كلية الإدارة والاقتصاد

(بحث مستقل من رسالة ماجستير)

### المستخلص

تحتل السببية حيزاً مهماً ضمن مواضيع الاقتصاد القياسي وتعدّ من الاساليب الإحصائية المهمة في تحديد اتجاه وطبيعة العلاقة بين المتغيرات بشكل عام، وتبرز أهمية البحث في اختبار العلاقة السببية بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في العراق للمدة(1980-2016) فقد تم استخدام اختبارات جذر الوحدة (Unit root test) لاختبار استقرارية بيانات السلسلة والتحقق من وجود علاقة طويلة الاجل بين المتغيرين باستخدام اختبار جوهانسون للتكامل المشترك كما طُبق اختبار كرانجر للسببية ( Granger Causality Test ) لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرين وتحليل طبيعة تلك المتغيرات باستخدام نموذج الانحدار الذاتي (Vector Auto regression)، وتحقيقاً لأهداف البحث فقد تضمن البحث جانبين: تضمن الأول الإطار النظري لسببية كرانجر ومفهومي الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت بينما تضمن الجانب الثاني تحليل وقياس العلاقة السببية بين المتغيرات المستخدمة، وقد اوضحت النتائج وجود علاقة توازنه طويلة الأجل وبتجاه واحد بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت وهذا ينسجم مع النظرية الاقتصادية ويتفق مع فرضية البحث.

### Abstract

The goal of this research is to test of the causal relationship between investment expenditures and total fixed capital formation in Iraq for the period (1980-2016). Unit root is applied test to test the stability of data and to verify the existence of a long-term relationship between the two variables using the Johansson test (Granger Causality Test) to determine the direction of the causal relationship between the two variables and to analyze the nature of these variables using the Vector Auto regression model. In order to achieve the research objectives, the research included two sides: The first includes the theoretical framework of the concepts of investment expenditure and Gross fixed capital formation the second deals with the theoretical framework of the econometric model and the analysis and measurement of the causal relationship between the variables used. The results showed that there is a long-term relation and one-way equilibrium between investment spending and(GFCF). This is consistent with economic theory and is consistent with research phenomena.

### المقدمة :

ويعدّ الإنفاق الاستثماري من أهم الأدوات المساهمة في تحقيق النمو الاقتصادي الذي يعد الهدف الأكثر أهمية لتحقيق التوازن الاقتصادي والرفع من مستوى الرفاهية لدى افراد المجتمع ، وإن سياسة الإنفاق الاستثماري تعتبر من أهم السياسات المالية التي عادة ما تكون مخصصة لتكوين إجمالي رأس المال الثابت ،لذا فإن الدولة تستطيع أن تعول على سياسة الإنفاق الاستثماري لتحقيق تنمية مستدامة من خلال ترشيد النفقات الاستثمارية وتوجيه هذه الأخيرة إلى القطاعات المهمة المنتجة .  
اما إجمالي تكوين رأس المال الثابت فإنه لا يقل أهمية عن الأنفاق الاستثماري إذ أنه يعد المسؤول عن عملية الأبداع والتحول الاقتصادي مما جعل متخذي القرار الاقتصادي يولونه اهتماما كبيرا.

### مشكلة البحث:-

تتمحور مشكلة البحث في مدى امكانية استخدام سببية كرانجر (Granger Causality) في تحليل العلاقة السببية بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في العراق نظراً لأهميتهما في النمو الاقتصادي.

### هدف البحث:-

يهدف البحث إلى كشف العلاقة السببية بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت واتجاهها وسبل الاستفادة من هذه العلاقة عن طريق توظيف اسلوب التكامل المشترك ونموذج متجه الانحدار الذاتي.

### فرضية البحث:-

عدم وجود علاقة سببية بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت: Ho

وجود علاقة سببية بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت: H1

### الجانب النظري

#### Granger causality Test

#### أولاً:- اختبار سببية كرانجر

يستعمل اختبار كرانجر لتحديد العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية في اغلب دراسات السلاسل الزمنية ويفترض اختبار كرانجر إن التغيير في القيم الحالية والماضية لمتغير ما يسبب التغيير في متغير آخر، اي أن التغيير في المتغير المستقل (X) يتسبب في احداث تغيير المتغير المعتمد (Y)<sup>[41]</sup>، وعليه يمكن ان نوضح أربعة احتمالات للسببية<sup>[1]</sup>:-

- 1-اتجاه احادي السببية من x إلى y  $x \rightarrow y$
- 2-اتجاه احادي السببية من y إلى x  $y \rightarrow x$
- 3-علاقة ثنائية الاتجاه  $x \leftrightarrow y$
- 4-الاستقلالية أو عدم وجود علاقة بين المتغيرين .

#### ثانياً:- تحليل استقرارية السلاسل الزمنية

#### Time series Stationary Analysis

يعد تحليل استقرارية السلاسل الزمنية من أهم الشروط الرئيسة لاختبار مدى استقراريته<sup>[26]</sup>، وخلال السنوات الأخيرة اسهم هذا الاختبار في تطوير أساليب تحليل السلاسل الزمنية وايجاد طرق دقيقة للتنبؤ والحرص على اتخاذ قرارات سليمة تؤدي إلى تحليل سليم للمتغيرات والعلاقات الاقتصادية<sup>[11]</sup> ، وذلك لأن غياب صفة الاستقرار تؤدي إلى حصول ظاهرة الانحدار الزائف (Spurious Regression) بين متغيرات السلسلة الزمنية<sup>[20]</sup>، ولهذا فإن السلسلة الزمنية المستقرة هي تلك التي لا تتغير خصائصها عبر الزمن وتكون السلسلة الزمنية مستقرة اذا توفرت فيها الشروط الآتية<sup>[9]</sup>:-

- 1- ثبات متوسط القيم عبر الزمن:-  $E(Y_t) = \mu$
- 2- ثبات التباين عبر الزمن:-  $\text{var}(Y_t) = (Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- 3- ان يكون التباين المشترك (Covariance) بين قيمتين لنفس المتغير معتمداً على الفجوة الزمنية (K) بين اي قيمتين مثل  $(Y_t)$  ،  $(Y_{t-1})$  وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التباين.  
إذ إن:

$\mu$ : تمثل الوسط الحسابي.

$Y_t$ : يمثل معامل التباين المشترك.

$\sigma^2$ : تمثل التباين .

ولغرض تحديد استقرارية بيانات السلاسل الزمنية يتطلب الامر اجراء اختبار جذر الوحدة ( Unit root test ) بهدف الحصول على استقراريه البيانات ضمن السلسلة الزمنية اذ ان معظم بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تعاني من مشكلة عدم الاستقرار ، ولتحديد رتبة تكامل كل متغير وتحديد مدة الفروقات التي يحتاجها<sup>[16]</sup> .  
ويمكن توضيح فكرة اختبار جذر الوحدة بطرائق متعددة مثل:-

### 1- اختبار ديكي فولر *Dickey – fuller test*

وضع هذا الاختبار كل من ديفيد ديكي ووليام فولر ويعد من الاختبارات المهمة التي تستخدم لمعرفة استقرار السلاسل الزمنية ويكون على نوعين :

#### أ- اختبار ديكي – فولر (البسيط):-

تم وضع هذا الاختبار من قبل ديكي وفولر في عام 1979 لاختبار فرضية ان السلسلة تحتوي على جذر الوحدة ( اي انها غير ساكنة ) ضد الفرضية البديلة سكون السلسلة<sup>[36]</sup>، ويجري اختبار ديكي فولر عن طريق المعادلات الثلاثة الآتية<sup>[29]</sup> :-

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_t + U_t \quad (2 - 1)$$

1. بدون حد ثابت واتجاه زمني:

2. حد ثابت وبدون اتجاه زمني:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + U_t \quad (2 - 2)$$

3. بوجود الحد الثابت والاتجاه الزمني:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 T + U_t \quad (2 - 3)$$

#### ب- اختبار ديكي – فولر الموسع *Augmented Dickey – fuller test*

هناك انتقادات كثيرة وجهت الى اختبار ديكي – فولر البسيط ولتفادي هذه الانتقادات طور الباحثان ديكي وفولر في عام 1981 هذا الاختبار وصولاً إلى اختبار جديد اطلق عليه اختبار ديكي – فولر الموسع (ADF)<sup>[27]</sup>. وان الدراسات الاقتصادية التطبيقية الحديثة المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية ، توضح بأنه اكثر كفاءة من الطرائق المستخدمة في معالجة البيانات التي تعاني من جذر الوحدة ADF إذ إنه لا يبقى خطأ الارتباط بين المتنبقيات ويوصف نموذج ADF بالمعادلة الآتية<sup>[37]</sup> :-

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \dots + \delta P \Delta Y_{t-P} + \varepsilon_t \quad (2 - 4)$$

اذ ان:

$Y_t$ : السلسلة الزمنية المراد اختبارها.

$\Delta$ : الفرق الأول للسلسلة الزمنية.

$\alpha, \beta, \gamma, \delta$ : المعلمات المراد تقديرها .

$P$ : عدد الارتدادات الزمنية.

$\varepsilon$ : التشويش الابيض له وسط حسابي مقداره صفر وتباين ثابت وأن عناصره غير مرتبطة ذاتياً بعد ان يتم تقدير معلمات معادلة الانحدار يتم اختيار الفرضيتين التاليتين:

$$H_0: \gamma = 0$$

• السلسلة ( $Y_t$ ) غير مستقرة أي تحتوي على جذر الوحدة

$$H_1: \gamma < 0$$

• السلسلة ( $Y_t$ ) مستقرة

وتحسب قيمة (ADF) المستخرجة بالقانون الآتي :-

$$ADF = \frac{\hat{\gamma}}{\gamma E(\hat{\gamma})} \quad (2 - 5)$$

وتقارن قيمة (ADF) المتحسبة بقيمة (t) الجدولية التي افترضها (Mackinnon 1991)، فإذا كانت القيمة المطلقة لـ (ADF) أكبر من القيمة الجدولية المطلقة عندئذ نرفض فرضية العدم  $H_0$ : (Null Hypothesis) ونقبل الفرضية البديلة  $H_1$ : (Alternative Hypothesis) أي أن السلسلة مستقرة وبخلافه تعد السلسلة غير مستقرة ، ومن ثم يستلزم أخذ الفرق الأول (first difference) للسلسلة الزمنية ومن ثم أخذ الفرق الثاني واختبارها وهكذا إلى أن يتم الحصول على سلسلة مستقرة.

### 2- اختبار فيليبس بيرون *Phillips and perron test (P.P)*

شهد عام 1988 تطوراً لاختبار ديكي فلور على يد فيليبس وبيرون<sup>[42]</sup> ويعد من أشهر الاختبارات الخاصة باختبار استقرار السلاسل الزمنية والتأكد من درجة تكاملها<sup>[34]</sup> ويختلف هذا الاختبار عن اختبار ديكي فولر ( الموسع والبسيط ) وذلك لاستخدامه اختباراً لا معلمياً لمعالجة وجود الارتباط الذاتي لحد الخطأ من دون اضافته حدود التباطؤ الزمني<sup>[4]</sup>، وان افضلية اختبار (p.p) عن اختبار (ADf) في أنه يأخذ بنظر الاعتبار امكانية وجود اخطاء مترتبة على ثبات التباين في التقدير المستخدم ومن ثم يتم تصحيح الاخطاء المعيارية للمعلمت المقدرة ويعكس الطبيعة الديناميكية في السلسلة. ويتم تقدير التباين على الشكل الآتي:-

$$S_u^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^T u_i + 2T^{-1} \sum_{j=1}^L \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_1 \hat{u}_{t-1} \quad (2 - 6)$$

### ثالثاً:- مفهوم التكامل المشترك :

لقد وضعت تعاريف عديدة لمفهوم التكامل المشترك تؤكد على أنه علاقة اندماج بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر بحيث تؤدي التقلبات في أحدها إلى الغاء التقلبات في السلسلة الأخرى [35].

### ومن اختبارات التكامل المشترك الأساسية :-

#### 1- اختبار انجل – كرانجر *Engel and Granger test* تعتمد

منهجية التكامل المشترك التي قدمها (Engel and Granger) عام 1987 على تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك (Cointegration Regression) التالية من خلال العلاقة طويلة الاجل بين المتغيرين (Yt, Xt) باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) [38].

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \dots \quad (2 - 7)$$

وان شرط التحقق من استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة يتم ذلك باستخدام اختبارات جذر الوحدة ، اي تكون متكاملة تكاملاً مشتركاً من نفس الدرجة سواء كانت مستقرة في مستوياتها الاصلية او مستقرة بعد أخذ الفرق الأول أو الثاني . وبعد ذلك يتم اختبار مدى سكون البواقي التي تم الحصول عليها من الخطوة الاولى [15].

#### 2- اختبار جوهانسون – جسليوس *Johansen and Juselius Test*

على أثر الانتقادات العديدة التي وجهت الى اختبار انجل – جرانجر طور كل جوهانسون وجسليوس (Johansen and Juselius) في عام 1990 و (Johansen 1991) هذا الاختبار لكونه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم والعلاقات التي تتضمن اكثر من متغيرين والاهم من ذلك انه يحدد فيما كان هناك اكثر من متجه للتكامل المشترك [5]. ويفضل هذا الاختبار على اختبار انجل – جرانجر حتى في حالة وجود متغيرين فقط في العلاقة، لأنه يسمح بتوضيح الأثر المتبادل بين المتغيرات موضع الدراسة [19].

كما تعد منهجية جوهانسون جسليوس اختباراً لرتبة المصفوفة (II) ، إذ إن وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية يتطلب ان لا تكون المصفوفة ذات رتبة كاملة ( $0 < r \leq \pi = r < n$ ) ومن خلال رتبة المصفوفة يمكن تحديد وجود التكامل المشترك من عدمه إذ إن رتبة المصفوفة تساوي عدد متجهات التكامل المشترك المستقلة لذلك يمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك من خلال اختبار جذور المصفوفة .

ولتحديد عدد متجهات التكامل يقترح (Johansen) اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكان الاعظم وهما [25]:

أ- **اختبار الأثر (*Trace test*)** : وتحسب احصائية نسبة الإمكان الاعظم لهذا الاختبار وفق العلاقة الآتية [13] :-

$$\lambda \text{ trace}(r) - T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2 - 9)$$

or

$$\lambda \text{ trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(\hat{\lambda}_i) \quad (2 - 10)$$

اذ ان :-

T: حجم العينة

r: عدد متجهات التكامل المشترك (r=0,1,2,.....)

ب- **اختبار القيمة العظمى (*Maximum Eigen Value*)** : وتحسب هذه الاحصائية وفق العلاقة الآتية [17]:

$$\lambda \text{ max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2 - 11)$$

or

$$\lambda \text{ max} = -T \log(1 - \lambda_i) \quad (2 - 12)$$

رابعاً:- انموذج متجه الانحدار الذاتي

*Vectorial Auto Regressive Model (VAR)*

اقترح هذا النموذج Sims في عام 1981 [40]، إذ اثبت هذا النموذج فائدته في مجال الاقتصادات التطبيقية وذلك، لأنه يجعل النظرية الاقتصادية الثابتة نظرية ديناميكية من خلال ادخال عامل الزمن ، وذلك بإظهار القيمة المتخلفة للمتغير المعتمد كواحد من المتغيرات التوضيحية [28]. ويعتمد هذا النموذج على كشف العلاقة السببية والتأكد من وجود تغذية عكسية (feed Back) بين المتغير المعتمد والمتغيرات المستقلة من خلال الاختبارات الاحصائية ، وان الطريقة المناسبة لتقدير هذا النموذج هي طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) [30].

$$Y_t = u + \Delta Y_{t-1} + \dots + \Delta P Y_{t-P} + U_t \quad (2 - 13)$$

اذ ان :

Y: المتجه k من المتغيرات الداخلية

u: متجه المتغيرات الخارجية.

U: متجه الابتكارات.

$\Delta_1, \Delta_p$ : مصفوفات المعادلات المراد تقديرها.

وبما ان هذا الاختبار يعتمد على حالات التباطؤ الزمني، لذلك يتطلب تحديد مدة الابطاء المثلى من خلال استخدام اختبارات ذات معايير معينة مثل:-

1- معيار المعلومات AIC (Akaike information criterion)

$$AIC(q) = N \log \left( \frac{SSE}{N} \right) \quad (2 - 14)$$

2- معيار معلومات شوارز SC (Schwarz information criterion)

$$C = \ln(S)^n + m \ln(n) \quad (2 - 15)$$

3- معيار المعلومات HQ (Hannan – Quinn information criterion)

$$HQlc(p) = \log(\det \Omega(p)) + \left[ 2n^2 pc \frac{\log \cdot \log N}{N} \right] \quad (2 - 16)$$

وتشير جميع هذه الاختبارات إلى إن فتره الابطاء المثلى تعطي أقل قيمة عند الاختبار [31].

**Investment Concept**

**خامساً:- مفهوم الاستثمار**

يستمد مفهوم الاستثمار أصوله من علم الاقتصاد وهو على صلة وثيقة بمجموعة أخرى من المفاهيم الاقتصادية مثل الدخل والادخار وغيرها [7].

وان للإنفاق الاستثماري أهمية كبيرة في الحياة الاقتصادية بوصفه واحداً من أبرز محركات النمو الاقتصادي، لأن الزيادة في معدل النمو تتطلب سياسات استثمارية رشيدة وان انخفاض الإنفاق الاستثماري في البنى التحتية له آثار سلبية مباشرة على النمو الاقتصادي في العديد من البلدان [33].

### Gross Domestic fixed capital formation

يعرف إجمالي تكوين رأس المال الثابت بأنه عبارة عن قيمة ما تم حيازته من الأصول الثابتة مخصوماً منها قيمة المستبعدات من الأصول خلال العام<sup>[22]</sup> ويمكن ان يعرف حسب التعريف الذي اوردته الدائرة الإحصائية التابعة للأمم المتحدة بأنه المصروف (expenditure) على حيازة السلع الرأسمالية الجديدة زائداً الإضافات والتجديدات والتحسينات (Alterations and Renovations) التي تجري على السلع الرأسمالية القائمة في البلد. الذي يراد احتساب تكوين رأس المال الثابت فيه زائداً قيمة الاعمال الإنشائية<sup>[3]</sup>.

جدول (1) تطور حجم الإنفاق الاستثماري الكلي بالأسعار الجارية (الف دينار عراقي) للمدة 1980-2016

السنة	الإنفاق الاستثماري الكلي	معدل النمو %	إجمالي تكوين رأس المال الثابت الكلي	معدل النمو %
1980	3627	-	3807111.1	-
1981	5980	64.87	5708102.5	49.93
1982	6606	10.47	6536434	14.51
1983	4988	-24.49	5513227	-15.65
1984	3858	-22.65	4433503	-19.58
1985	3220	-16.54	4301170	-2.98
1986	2729	-15.25	3859142	-10.28
1987	2618	-4.07	3657844	-5.22
1988	2733	4.39	4396596	20.20
1989	3062	12.04	6305547	43.42
1990	2822	-7.84	6220052	-1.36
1991	1844	-34.66	2086248	-66.46
1992	7007	279.99	5729515	174.63
1993	18894	169.64	23994302	318.78
1994	27700	46.61	46685041	94.57
1995	84943	206.65	115867700	148.19
1996	36439	-57.10	47747049	-58.79
1997	71707	96.79	252849116	429.56
1998	95796	33.59	412065077	62.97
1999	394626	311.94	754492592	83.10
2000	347037	-12.06	1465252685	94.20
2001	578861	66.80	2531440918	72.76
2002	755602	30.53	2199076750	-13.13
2003	1270802	68.18	2528441886	14.98
2004	17912480	1309.54	2857807021	13.03
2005	16147752	-9.85	10182362211	256.30
2006	6027680	-62.67	16911154677	66.08
2007	6588511	9.30	7530404439	-55.47
2008	14976016	127.31	23240539149	208.62
2009	9648658	-35.57	13471242283	-42.04
2010	15553341	61.20	26252776813	94.88
2011	17832112.9	14.65	28234992625	7.55
2012	29350952	64.60	38139871015	35.08
2013	40380750	37.58	55036676169	44.30
2014	35450452.5	-12.21	55837402859	1.45
2015	41214037.1	16.26	46708716034	-16.35
*2016	25746311.5	-37.53	31203610090	-33.20
معدل النمو السنوي المركب للمدة 2016-1980	27.08		27.58	

المصدر: العمود 2,4 بيانات وزارة التخطيط الجهاز المركزي الإحصائي.

نلاحظ في الجدول اعلاه تطور حجم الإنفاق الاستثماري الكلي باستمرار من (3627) عام 1980 إلى (25746311.5) عام 2016 وبمعدل نمو سنوي مركب مقداره 27.08% تبين تطور حجم إجمالي تكوين رأس المال الثابت الكلي باستمرار من (3807111.1) عام 1980 إلى (31203610090) عام 2016 وبمعدل نمو سنوي مركب مقداره 27.08.

## الجانب التطبيقي

### تمهيد:-

سيتم استعراض وتحليل النتائج الإحصائية القياسية التي سنحصل عليها من تقدير أنموذج الدراسة، وسنقوم باستخدام الاساليب القياسية الحديثة منها اختبار التكامل المشترك لجوهانسون واختبار السببية لكرانجر وتحليل الأنموذج المقدر بأسلوب الانحدار الذاتي (VAR) .

## تحليل نتائج القطاع الكلي

### 1- اختبار استقرارية السلاسل الزمنية

تم استخدام برنامج Eviews 9 في التحليل الإحصائي للمتغيرات المستخدمة في هذه الدراسة اي الانفاق الاستثماري واجمالي تكوين رأس المال الثابت للبيانات الواردة في الجدول (1) والتي تتضمن (37) مشاهدة للمدة (1980-2016) وكمايلي :-

SI: الإنفاق الاستثماري

GF: إجمالي تكوين رأس المال الثابت

سنقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة لبيان استقراريه السلاسل الزمنية من أجل تحديد رتبة التكامل وقد حصلنا على النتائج الموضحة في الجدول التالي:-

### جدول (2) اختبار جذر الوحدة لديكي فولر الموسع

المتغيرات	المستوى			الفرق الاول		
	بوجود قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع فقط	بدون قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع فقط	بدون قاطع واتجاه عام
SI	-2.3042	-0.979	-0.4443	-5.6838*	-5.7333*	-5.6878*
GF	-1.9902	-0.830	-0.3062	-4.2176*	-5.7155*	-5.6669*
	القيم الجدولية					
%1	-4.2349	-3.6267	-2.6307	-4.2732	-3.6329	-2.632688
%5	-3.5403	-2.9458	-1.9503	-3.5577	-2.9484	-1.950687
%10	-3.2024	-2.6115	-1.6112	-3.2123	-2.6128	-1.611059

\* \*\*تعني معنوي عند مستوى معنوية 5%، 10% على التوالي

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على بيانات البرنامج الإحصائي EViews 9 من الجدول اعلاه نلاحظ ان السلاسل الأصلية (SI , GF) كانت غير مستقرة في المستوى اي انها تحتوي على جذر الوحدة ، لذلك تم اعادة الاختبار بعد اخذ الفروق الأولى (First-difference) للسلسلة الأصلية، تبين ان المتغيرات جميعها استقرت عند مستوى معنوية (5%) وعليه ستكون المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى I(1) سواء بوجود قاطع او بوجود قاطع واتجاه عام أو بدون.

وقد تم استخدام اختبار فيليبس بيرون ايضا لبيان استقرارية السلاسل الزمنية وبعد اجراء الاختبار حصلنا على النتائج الموضحة في الجدول (3):-

جدول (3) اختبار جذر الوحدة لفيلبس بيرون

المتغير	المستوى			الفرق الاول		
	بوجود قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع فقط	بدون قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع فقط	بدون قاطع واتجاه عام
SI	-2.2964	-0.9457	-0.4443	-5.9908*	-5.6338*	-5.6712*
GF	-2.0626	-0.8042	-0.3062	-5.5519*	-5.7416*	-5.6727*
القيم الجدولية						
%1	-4.234972	-3.626784	-2.6307	-4.243644	-3.632900	-2.632688
%5	-3.540328	-2.945842	-1.9503	-3.544284	-2.948404	-1.950687
%10	-3.202445	-2.611531	-1.6112	-3.204699	-2.612874	-1.611059

\*تعني معنوي عند مستوى 5%

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي Eviews 9

من الجدول (3) الذي يوضح اختبار فيليبس بيرون لجذر الوحدة ومنه نلاحظ ان المتغيرات كانت غير مستقرة في المستوى وعليه تم اجراء الاختبار بأخذ الفروق الاولى وتبين ان المتغيرات ايضا استقرت عند الفرق الاول عند مستوى معنوية 5% وستكون المتغيرات متكاملة من الدرجة I(1) سواء بوجود قاطع او قاطع واتجاه عام او بدون، ونتائج هذا الاختبار لم تختلف عن نتائج اختبار ديكي فولر الموسع إذ إنه في كلا الاختبارين استقرت المتغيرات بالفروق الاولى.

## 2- اختبار التكامل المشترك

ذكرنا سابقا ان اختبار التكامل المشترك يوضح العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، وسيتم اجراء اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسون، والجدول التالي يبين نتائج اختبار التكامل المشترك لمتغيرات النموذج وفق طريقة جوهانسون:-

جدول (4) اختبار التكامل المشترك لجوهانسون

فرضية العدم	الفرضية البديلة	القيمة الاحصائية Statistic Value	القيمة الحرجة Critical Value	
-1 اختبار Trace				Prob
$r=0$	$r>1$	20.30593*	15.49471	0.0087
$r\leq 1$	$r>2$	1.107588	3.841466	0.2926
-2 اختبار Maximum				
$r=0$	$r=1$	19.19834*	14.26460	0.0076
$r=1$	$r=2$	1.107588	3.841466	0.2926

\*تعني معنوي عند مستوى 5%

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي Eviews 9

من الجدول (5) نلاحظ من اختبار جوهانسون للتكامل المشترك والذي يتكون من اختبارين إذ حسب اختبار الأثر Trace يوجد متجه واحد معنوي إذ أن قيمة الاختبار أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 5% ومن ثم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك أما اختبار القيمة العظمى Maximum لجوهانسون يشير إلى وجود متجه واحد معنوي ايضا عند مستوى معنوية 5%. الأمر الذي يؤكد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة وهذا يعني عدم إمكانية وجود الانحدار الزائف فضلا عن ان النتائج تشير إلى وجود علاقة سببية بين هذه المتغيرات.



### 3-اختبار سببية كرانجر:-

يستخدم اختبار كرانجر يستخدم من اجل تحديد اتجاه السببية بين متغيرات الدراسة اذ يوضح هذا الاختبار اتجاه السببية فيما اذا كان باتجاه واحد او باتجاهين متبادلين او ان كلا المتغيرين مستقلين عن بعضهما، وقد تم اجراء الاختبار وكانت النتائج موضحة في الجدول (5):-

جدول (5) اختبار كرانجر للسببية

العلاقة	F. Statistic	Probability
SI → GF	1.71177	0.1998
GF → SI	5.58360	0.0242

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي Eviews 9

وخلاصة الجدول اعلاه هو وجود علاقة سببية باتجاه واحد من GF الى SI اي ان التغيرات السابقة في GF تفسر التغيرات الحالية في SI اذ ان قيمة F المحسوبة كانت معنوية عند مستوى معنوية 5% .

#### 3.1.1.4 : تحليل نموذج الانحدار الذاتي (VAR)

قبل إجراء تحليل نموذج (VAR) المطلوب معرفة عدد مدد الإبطاء المثلى لهذه المتغيرات، اذ يتم تحديد مدد الإبطاء المثلى بالاعتماد على معيار اكاكي (AIC) و معيار شوارز (SC) ومعيار حانان- كوين بصورة أساسية اذ يتم اختيار مدة الإبطاء التي تحمل اقل قيمة لهذه المعايير وكانت النتائج كما موضحة بالجدول:-

جدول (6) عدد مدد الإبطاء لأنموذج VAR

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.21e+33	83.09828	83.18715	83.12896
1	66.73759*	6.58e+32*	81.24130*	81.50793*	81.33334*
2	5.016581	7.02e+32	81.30265	81.74703	81.45605

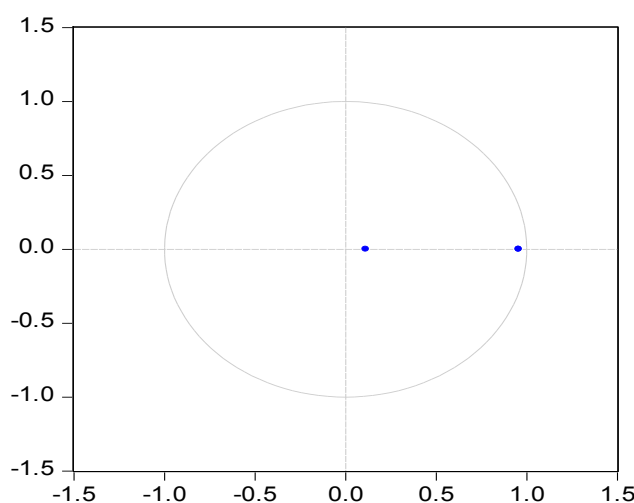
\* تشير الى عدد فترات الإبطاء المثلى وجميع الاختبارات معنوية مستوى (5%)

LR: اختبار LR

FPE: الخطأ التنبؤي النهائي ، AIC: معيار اكاكي ، SC: معيار شوارز ، HQ: معيار حانان - كوين

من نتائج الجدول اعلاه يتبين ان مدة الابطاء المثلى هي سنة واحدة اذ ان قيمة المؤشرات التي تمت الإشارة إليها كانت اقل عند مدة ابطاء سنة واحدة . و يمكن معرفة فيما اذا كان الانموذج المقدر مستقر عن طريق الشكل البياني (1):-

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



شكل (1) استقراريه المتغيرات

نلاحظ من الشكل اعلاه ان المعاملات أصغر من الواحد الصحيح وجميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة مما يعني ان النموذج خالي من مشكلة الارتباط الذاتي او عدم ثبات التباين . سنتنقل إلى تقدير وتحليل نموذج الانحدار الذاتي وبعد إجراء عملية التقدير حصلنا على النتائج الموضحة بالجدول التالي(7):-

جدول (7) نتائج نموذج الانحدار الذاتي

المتغيرات	GF	SI
C	1.19E+09 (1.2E+09) [ 0.98631]	1144903. (998576.) [ 1.14653]
GF(-1)	0.678371 (0.21437) [ 3.16456]	0.000418 (0.00018) [ 2.36297]
SI(-1)	376.6548 (287.886) [ 1.30835]	0.389371 (0.23784) [ 1.63713]
R-squared	0.867726	0.839467
Adj.R-squared	0.859710	0.829737
F-statistic	108.2413	86.28240
Log likelihood	-861.4756	-605.9212
Akaike AIC	48.02642	33.82896
Schwarz SC	48.15838	33.96092

( ) تعني Standard errors ، [ ] تعني اختبار t

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي Eviews 9

الجدول (7) يوضح وجود نموذجين للانحدار الذاتي لهذه الدراسة فالنموذج الأول (GF) يبين ان هناك علاقة طردية بين (GF) لسنة سابقة و (GF) للسنة الحالية اي ان تغير (GF) لسنة السابقة بمقدار وحدة واحد سيؤدي إلى زيادة (GF) للسنة الحالية بمقدار (0.67)، كذلك كانت قيمة t المحتسبة البالغة (3.16) وهي اكبر من القيمة الجدولية البالغة (1.959) أي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى وجود علاقة معنوية بين المتغيرات ، أما متغير (SI) لسنة وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (GF) للسنة الحالية بمقدار (376.6) وحدة وكانت قيمة t المحتسبة البالغة (1.3) وكانت قيم الحد الثابت للمعادلة (1.19E+09) لكن هذه القيمة كانت غير معنوية كون قيمة t المحتسبة كانت منخفضة وقيمتها (0.98) .

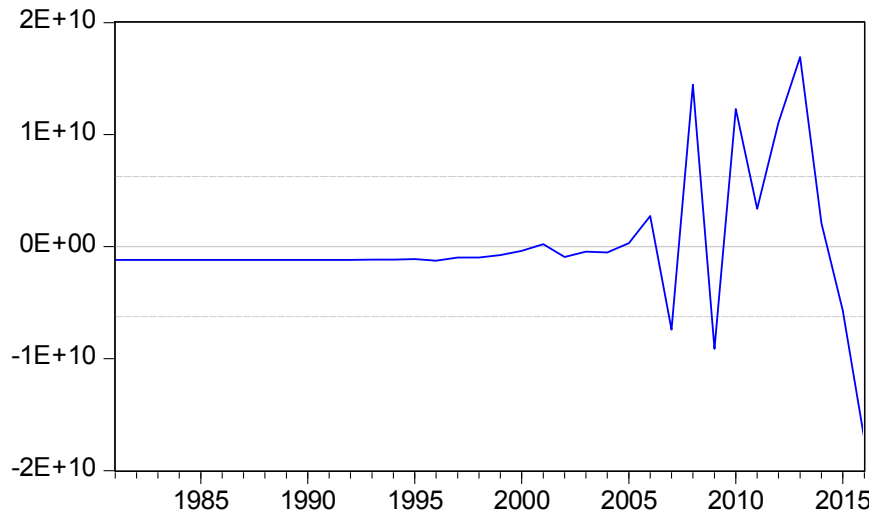
كانت القدرة التفسيرية لهذا النموذج (R<sup>2</sup>) 86% أي أن هذه المتغيرات (SI(-1), GF(-1) تفسر 86% من التغيرات التي تحدث في GF والنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلية في النموذج المقدر ، وكانت قيمة (R<sup>2</sup> المعدل) 85% وكانت قيمة F المحتسبة (108.2) وهي اكبر من القيمة الجدولية البالغة (4.17) وعليه سنرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى أن النموذج المقدر معنوي.

أما النموذج الثاني (SI) نلاحظ ايضا وجود علاقة طردية بين (GF) لسنة سابقة و (SI) للسنة الحالية اي ان زيادة (GF) لسنة سابقة بمقدار وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (SI) للسنة الحالية بمقدار (0.000418) وحدة وكانت قيمة t المحتسبة (2.36) وهي أكبر من القيمة الجدولية البالغة (1.959) اي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى وجود علاقة معنوية بين المتغيرات ، أما (SI) لسنة سابقة فانه يرتبط بعلاقة طردية مع (SI) للسنة الحالية أي أن زيادة (SI) لسنة سابقة بمقدار وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (SI) للسنة الحالية بمقدار (0.38) وكانت قيمة t المحتسبة (1.63) ، أما قيمة الحد الثابت كانت (1144903) وكانت قيمة t المحتسبة لهذه المعلمة (1.14) .

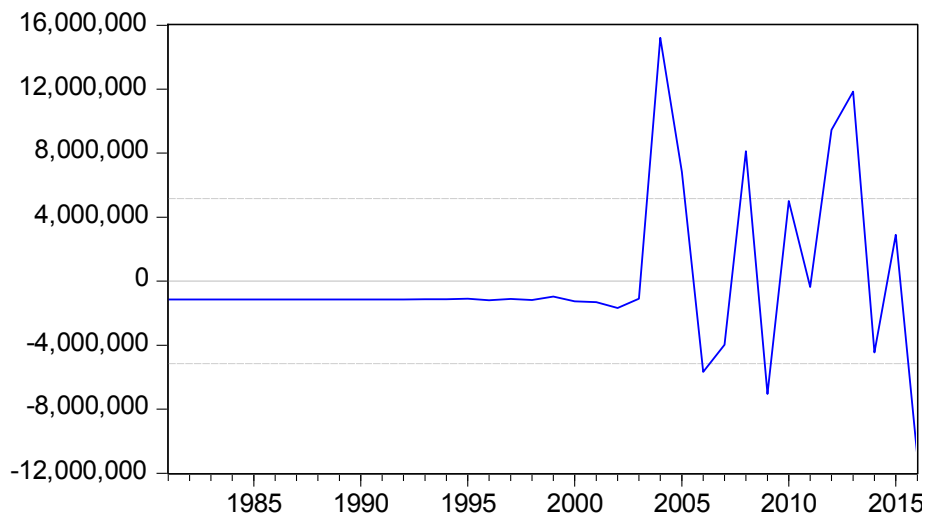
كانت القدرة التفسيرية لهذا النموذج (R<sup>2</sup>) 83% اي ان هذه المتغيرات (SI(-1), GF(-1) تفسر 83% من التغيرات التي تحدث في SI والنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلية في النموذج ، وكانت قيمة (R<sup>2</sup> المعدل) 82% وكانت قيمة F المحتسبة (86.28) وهي أكبر من القيمة الجدولية البالغة (4.17) وعليه سنرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى النموذج المقدر معنوي.

شكل (2) يمثل تذبذب البواقي

GF Residuals



GI Residuals



## الاستنتاجات:-

## Conclusions

تمخضت هذه الدراسة عن عدد من الاستنتاجات المهمة كان أبرزها:-

- 1- من خلال استخدام اختبارات جذر الوحدة (اختبار ديكي فولر الموسع واختبار فيليبس بيرون) لاختبار استقرارية السلسلة الزمنية لمدة الدراسة (1980-2016) تبين أن السلسلة لم تستقر عند مستوياتها ولكنها استقرت عند أخذ الفروق الأولى.
- 2- بعد إجراء اختبار التكامل المشترك (Cointegration) بطريقة جوهانسون لمتغيرات الدراسة (SI, GF)، توصلنا إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين (الإنفاق الاستثماري SI وإجمالي تكوين رأس المال الثابت GF) وهذا يدل على عدم وجود ظاهرة الانحدار الزائف (Spurious Regression) وذلك بالاعتماد على الاختبارين (Trace, Maximum) وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرين.
- 3- وفقاً لإختبار سببية كرانجر (Granger causality test) تم التوصل إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من (GF → SI) أي أن التغيرات السابقة في إجمالي تكوين رأس المال الثابت تفسر التغيرات الحالية في الإنفاق الاستثماري إذ إن قيمة F المحسوبة كانت معنوية عند مستوى معنوية 5%.
- 4- تم استخدام معايير مختلفة لتحديد مدة الإبطاء المثلى مثل معيار (Akaike, Hannan, Quinn, Schwarz) وغيرها حيث أثبتت نتائج الاختبار أن مدة الإبطاء المثلى سنة واحدة إذ إن قيمة المؤشرات كانت أقل في مدة سنة واحدة وذلك يشير إلى أن الإنفاق الاستثماري لم يتم بهدف تحقيق مشاريع استثمارية ورأسمالية ضخمة وإنما اقتصر على المشاريع الاستثمارية الصغيرة والتي لا تتطلب فترة طويلة لغرض الإنشاء والإعداد.
- 5- بعد تحديد مدة الإبطاء تم تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) إذ أظهرت النتائج وجود نموذجين معنويين للانحدار، فالنموذج الأول (GF) يبين أن هناك علاقة طردية بين  $GF_{t-1}$  و (GF) للسنة الحالية أي أن زيادة قيمة (GF) مع إبطاء لسنة واحدة بمقدار وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (GF) للسنة الحالية بمقدار (0.67)، أما زيادة قيمة المتغير (SI) مع إبطاء لسنة واحدة سيؤدي إلى زيادة قيمته للسنة الحالية بمقدار (376.6) وحدة، أي أن الإنفاق الاستثماري للسنة الحالية يتأثر بشكل كبير بما تم استثماره في السنة السابقة.
- كما نلاحظ في النموذج الثاني (SI) وجود علاقة طردية بين (GF) لسنة سابقة و (SI) للسنة الحالية أي إن زيادة (GF) لسنة سابقة بمقدار وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (SI) للسنة الحالية بمقدار (0.000148) وحدة وذلك يؤكد ما اشرنا إليه في الفقرة الرابعة اعلاه كون المشاريع المنجزة صغيرة الحجم ولا تتطلب فترة طويلة لغرض الإنجاز.
- 6- بلغت القدرة التفسيرية لنموذج الاول ( $R^2 = 86\%$ ) أي أن المتغيرين (SI(-1), GF(-1)) تفسران 86% من التغيرات التي تحدث في GF والنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلية في النموذج المقدر كما أن قيمة معامل التحديد المصحح ( $\bar{R}^2 = 85\%$ ).
- فيما بلغت القدرة التفسيرية لنموذج الثاني ( $R^2 = 83\%$ ) أي أن المتغيرين (SI(-1), GF(-1)) تفسران 83% من التغيرات التي تحدث في SI والنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلية في النموذج المقدر، أما قيمة ( $\bar{R}^2 = 82\%$ ) وذلك يشير إلى أن الطلب على الإنفاق الاستثماري الحالي يتأثر بما تم البدء بإنجازه من المشاريع استثمارية في سنة سابقة.

## التوصيات:-

## Recommendations

- 1- اعتمدت سببية كرانجر في تحليل العديد من العلاقات الاقتصادية المتبادلة ونظراً لأهمية الاستثمار في تحقيق التنمية الاقتصادية، لذلك نرى ضرورة القيام بدراسات مستقبلية عن اتجاهات السببية حول مؤشرات الإنفاق الاستثماري والاعتماد عليها عند وضع الخطط الاستثمارية.
- 2- أظهرت النتائج التي تم التوصل إليها أن أغلب المشاريع الاستثمارية المنفذة هي من المشاريع صغيرة الحجم والتي يتم إنجازها على الأغلب خلال عام أو عامين وأن هذه المشاريع لا يمكن الاعتماد عليها في التنمية الاقتصادية التي يحتاجها البلد لذلك نوصي بضرورة تبني مشاريع استثمارية كبيرة الحجم اعتماداً على ما هو متوفر من موارد اقتصادية.
- 3- من الضروري اعتماد منهجية كرانجر في تحليل العلاقات السببية بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاعات الاقتصادية كافة وإجراء المقارنات الإحصائية فيما بينها.

## أولاً:- المصادر العربية

## Arabic References

1. انوار سعيد ابراهيم ، العلاقة السببية بين رأس المال البشري والنمو الاقتصادي للعراق وعدد من دول الجوار العربي للفترة (1970-2010) ، مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والادارية ، المجلد 7، العدد 14 ، 2015 ، ص 109.
2. جواد هاشم ، تكوين رأس المال في العراق ، دار الكتب للطباعة والنشر ، جامعة الموصل ، 1974 ، ص 30-31.
3. حيدر حسين ال طعمه، تحليل العلاقة بين عجز الموازنة الحكومية وعجز الحساب الجاري دراسة تطبيقية لظاهرة العجز المزوج في البلدان النامية، اطروحة دكتوراه ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة بغداد، 2011، ص 109.

4. خالد القدير، تأثير الائتمان المصرفي لتمويل الواردات على الواردات في المملكة العربية السعودية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد الثاني، 2005، ص 210-211.
5. خالد القدير، تأثير التطور المالي على النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية، جامعة الملك سعود، 2007، ص 14.
6. دريد كامل آل شبيب، الاستثمار والتحليل الاستثماري، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع، الاردن – عمان 2009، ص 25.
7. زياد رمضان، مبادئ الاستثمار، (المالي والحقيقي)، دار وائل للنشر، الطبعة الرابعة، عمان، 2007، ص 13.
8. سالم قاسم النعيمي، الترشيح الفعلي للإنفاق الاستثماري بأسلوب جيرت، الطبعة الأولى، دار مجدلاوي للنشر، 2005، ص 30.
9. سعد العبدلي، اسراء سليم كاطع، تحليل العلاقة السببية بين الواردات الزراعية وبعض المتغيرات الاقتصادية في العراق، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد 21، العدد 85، 2015، ص 245.
10. عادل عبد المنعم، اقتصاديات الاستثمار، النظريات والمحددات، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، العدد 97 تشرين الثاني، 2007.
11. عايد العبدلي، تقدير اثر الصادرات على النمو الاقتصادي في الدول الاسلامية، دراسة تحليله قياسييه، مجلة مركز صالح عبد الله كامل للاقتصاد الاسلامي، بجامعة الازهر، السنة التاسعة، العدد 27، 2005، ص 18-19.
12. عبد الحسين نوري الحكيم، دراسات في الزراعة العراقية (الزراعة المستقبلية)، الطبعة الأولى، 2013، ص 50.
13. علي عمران حسين الطائي، تحليل عوامل انتقال اثر سعر الصرف العام للأسعار باستخدام نموذج السببية في بعض الدول العربية مع اشارته خاصة لعراق (1990-2011)، رسالة ماجستير قدمت الى كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الكوفة، 2014، ص 103.
14. كامل كاظم علاوي، محمد علي راهي، "تحليل وقياس العلاقة بين التوسع المالي والمتغيرات الاقتصادية في العراق للمدة 1974-2010"، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية العدد 29، السنة 9، 2013، ص 224-225.
15. كريم سالم حسين، نبيل مهدي الجنابي، العلاقة بين اسعار النفط الخام وسعر صرف الدولار باستخدام التكامل المشترك وسببية كرانجر (Granger)، مجلة كلية الإدارة والاقتصاد، العدد 1، 2011، ص 3.
16. كنعان عبد اللطيف، انسام خالد حسن، دراسة مقارنة في طرائق تقدير انحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملي، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية، السنة العاشرة، العدد 33، 2012، ص 155.
17. محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية للطباعة والنشر، الاسكندرية، 2000، ص 8، ص 621.
18. هيفاء يوسف سليمان، تحليل العلاقة بين أجمالي تكوين رأس المال الثابت والنتائج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي العراقي للمدة 1980-2010، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، جامعة بغداد، المجلد 19، العدد 73، ص 283.
19. وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء، التقديرات الأولية لإجمالي تكوين رأس المال الثابت في العراق، 2013، ص 1.

#### ثانياً:- المصادر الانكليزية

#### Foreign Refere

20. C.Gonzalo "five Alternative methods of 3 Estimating long – Run Equilibrium Relationship" Journal of Econometrics, Vol 60, USA, 1994, P213 .
21. Christion Heij ,Paul de boer , Philip hans franses ,teun kloek and Her mark .Van Dijk (2004) .Econometric methods with Applications in Business and Economics , oxford university press ,Newyork , USA ,P536
22. D.Dickey and fuller" likelihood ratio statistical for autoregressive time series with auntie root " ,Econometrica ,USA, 1981 ,P.1057-1072 .
23. Gujarati N.D "Basic Econometric", 2<sup>nd</sup> Edition, Printed and Bound by Enterprise ptelets , Newyourk, 1988, p.212.
24. Gujarati, Basic Econometrics, fourth Edition, the Mcgraw Hill companies, 2004, p.797.
25. H.y.Toda and P.C.P. Philips, "vector Autoreg – resive and causality", Econometrica ,61,(6), 1993, p.p1367-1393
26. Helmut lytkepohi , Vector Autoregressive and Vector Error Correction models in Applied time series Econometrics Edited by Helmutlu tkepohi, markus kratzig, Cambridge University press, New yourk , 2004, p.111.

27. Luis Servén, Fiscal Rules, Public Investment, and Growth, Policy Research Working Paper 4382, 2007, P2
28. Phillips, P. C. B and Perron, p., "Testing for a unit root in time Series regression", Biometrika, Vol. 75, NO.2, 1988, pp(335-346).
29. R. Carter Hill, William E. Griffiths and Guay C. Lim, "Principles of Econometrics", 4th, John Sons, 2012, p.372.
30. R.I.D HARRI, "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling" University of Portsmouth, 1957, p.28.
31. Ramona Sinoha – Lopete (2004), Exported – Led Growth in Southern Africa, Unpublished M.S.C thesis, Department of Agricultural Economics and Agribusiness Louisiana State University, pp.28-30.
32. Robert F. Engle and C.W. Granger "Cointegration and Error Correction Representation and testing", Econometrics, vol.2, 1987, pp251-276
33. Sims C.A "Macroeconomics and Reality" Econometrica, 1981, n48: pp1-48.
34. Syed M. Ahsan, C.C. Kwan & Balbir S. Sahni : Causality Between Government Consumption Expenditure and National Income : OECD Countries Public Finance Vol.44(2), 1989, p.p 204-224.
35. Walter Ender, Applied Econometric Time Series "Lowe State University, 1995, P239.