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

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

أ.د عدنان كريم نجم الدين الباحثة .زينب كامل عبيد

جامعة كربلاء / كلية الإدارة والاقتصاد

المستخلص

ان جوهر عمل الاقتصاد القياسي يعتمد على مفهوم السببية بين المتغيرات الممثلة للظواهر الاقتصادية لكونها تعدّ من الاساليب الإحصائية المهمة في تحديد اتجاه وطبيعة العلاقة بين المتغيرات بشكل عام ،فقد تم استخدام اختبارات جذر الوحدة(Unit root test) لاختبار استقرارية بيانات السلسلة واختبار التكامل المشترك لكل من طريقة أنجل جرانجر وطريقة جوهانسون بالإضافة إلى استخدامنا لمنهجية كرانجر للسببية للتحقق وجود علاقة طويلة الأمد بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاع الزراعي ولتحليل 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 للقطاع الزراعي بينما تضمن الجانب الثاني تحليل وقياس العلاقة السببية بين المتغيرات المستخدمة .وقد اوضحت النتائج وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل وباتجاه واحد بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاع الزراعي .

Abstract

The essence of the work of econometric depends on the concept of causality between the variables represented by economic phenomena because they are important statistical methods in determining the direction and nature of the relationship between variables in general, has been used unit tests (unit root test) to test the stability of the series data and test the joint integration of each of The Angel Granger Method and the Johansson Approach In addition to using the Kangeringer methodology to verify a long-term relationship between investment spending and Gross fixed capital formation The research included two aspects: The first included the theoretical framework of the Kroger characterization and the concepts of investment expenditure and the gross fixed capital formation of the agricultural sector. The second side included the analysis and measurement of the causal relationship between the variables The results showed a long-term and one-way equilibrium between investment spending and gross fixed capital formation of the agricultural sector.

المقدمة:-

تعدّ السببية اساس التقديرات الكمية لمتغيرات النموذج ،اذ ان النموذج يبنى وفق الاسس النظرية بوصف ان هناك متغيرات مستقلة تؤثر في المتغير التابع ،والقطاع الزراعي أحد أهم القطاعات الاقتصادية في العراق ويلعب دوراً في توفير المواد الغذائية للسكان، ويعتبر الإنفاق الاستثماري أهم الأدوات المساهمة في تحقيق النمو الاقتصادي الذي يعد الهدف الأكثر أهميه 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 أجمالي 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 أجمالي تكوين رأس المال الثابت فأنه لا يقل أهمية عن الأنفاق الاستثماري أذ أنه يعد المسؤول عن عملية الأبداع والتحول الاقتصادي مما جعل متخذي القرار الاقتصادي يولونه اهتماما كبيراً.

مشكلة البحث:-

نظراً لأهمية الاستثمار في النمو الاقتصادي تكمن مشكلة البحث في محاولتها تقديم تحليلاً لطبيعة العلاقة الاقتصادية التي تربط بين الإنفاق الاستثماري وإجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاع الزراعي.

هدف البحث:-

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

فرضية البحث:-

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

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

المبحث الأول

الجانب النظري

أولاً: اختبار سببية كرانجر *Granger causality Test*

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

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 استقراريتها[26]، 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[11] ، وذلك لأن غياب صفة الاستقرار تؤدي إلى حصول ظاهرة الانحدار الزائف (Spurious Regression) بين متغيرات السلسلة الزمنية[20]، ولهذا فإن السلسلة الزمنية المستقرة هي تلك التي لا تتغير خصائصها عبر الزمن وتكون السلسلة الزمنية مستقرة اذا توفرت فيها الشروط الآتية[9]:-

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 ايقيمتين مثل (Y_t) ، (Y_{t-1}) وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التباين.

إذ إن:

μ: تمثل الوسط الحسابي.

Y_t: يمثل معامل التباين المشترك.

σ^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[16] .

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 استقراريه 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[36]، ويجري اختبار ديكي فولر عن طريق المعادلات الثالثة الآتية[29] :-

1. بدون حد ثابت واتجاه زمني:

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

2. حد ثابت وبدون اتجاه زمني:

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

3. بوجود الحد الثابت والاتجاه الزمني:

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

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) [27]. وان الدراسات الاقتصادية التطبيقية الحديثة المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية ، توضح بأنه اكثر كفاءه من الطرائق المستخدمة في معالجة البيانات التي تعاني من جذر الوحدة ADF إذ إنه لا يبقي خطأ الارتباط بين المتبقيات ويوصف نموذج ADF بالمعادلة الآتية [37] :-

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

اذ ان:

Y_t: السلسلة الزمنية المراد اختبارها.

Δ: الفرق الأول للسلسلة الزمنية.

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

P: عدد الارتدادات الزمنية.

ε : التشويش الابيض له وسط حسابي مقداره صفر وتباين ثابت وأن عناصره غير مرتبطة ذاتياً

بعد ان يتم تقدير معلمات معادلة الانحدار يتم اختيار الفرضتين التاليتين:

- السلسلة (Y_t) غير مستقرة أي تحتوي على جذر الوحدة $H_0: \gamma < 0$
- السلسلة (Y_t) مستقرة $H_1: \gamma = 0$

وتحسب قيمة (ADF) المستخرجة بالقانون الآتي : -

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

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 وبخلافة 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 فيلبس بيرون *Phillips and perron test(P.P)*

شهد عام 1988 تطويراً لاختبار ديكي فلور على يد فيلبس وبيرون[42] ويعد من أشهر الاختبارات الخاصة باختبار استقراريه السلاسل الزمنية والتأكد من درجة تكاملها [34] ويختلف هذا الاختبار عن اختبار ديكي فولر (الموسع والبسيط) وذلك لاستخدامه اختباراً لا معلميا لمعالجة وجود الارتباط الذاتي لحد الخطأ من دون اضافه حدود التباطؤ الزمني[4]، 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 للمعلمات المقدرة ويعكس الطبيعة الديناميكية في السلسلة.

ويتم تقدير التباين على الشكل الآتي:-

$$S_u^2 = T^{-1}\sum_{i=1}^{T} u_1 + 2T^{-1}\sum_{j=1}^{L}\sum_{t=j+1}^{T}\hat{u}_1\hat{u}_{t-1} \qquad (2-6)$$

ثالثاً:- مفهوم التكامل المشترك : *Cointegration test*

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

ومن اختبارات التكامل المشترك الاساسية :-

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

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_{t\ldots..} \qquad (2-7)$$

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 آخذ 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 1990و(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 π =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] :-

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

or

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

اذ ان :-

T: حجم العينة

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

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

$$\lambda\, max\,(r, r+1) = -Tln\left(1-\hat{\lambda}_{r+1}\right) \qquad (2-11)$$

or

$$\lambda\, max = -Tlog(1-\lambda i) \qquad (2-12)$$

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] .

$$Y_t = u + \Delta Y_{t-1} + \cdots \ldots + \Delta P\, Y_{t-P} + U_t \qquad (2-13)$$

اذ ان :

Y: المتجه k من المتغيرات الداخلية

u: متجه المتغيرات الخارجية.

U: متجه الابتكارات.

Δ_1, Δ_P: مصفوفات المعادلات المراد تقديرها.

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

1- معيار المعلوماتAIC (Akaike information criterion)

$$\mathrm{AlC}\ (\mathrm{q}) = \mathrm{NLoq}\left(\frac{\mathrm{SSE}}{\mathrm{N}}\right) + 2\mathrm{q} \qquad (2-14)$$

2- معيار معلومات شوارزSC (Schuiarz information criterion))

$$SC = ln(S)^n + m\, l\, n(n) \qquad (2-15)$$

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

$$\mathrm{Qlc(p)} = \log\big(\det \Omega(\mathrm{p})\big) + \left[2\mathrm{n}^2\mathrm{pc}\frac{\log . \log \mathrm{N}}{N}\right] \qquad (2-16)$$

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

خامساً:- مفهوم الاستثمار ***Investment Concept***

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 بوصفة واحداً من أبرز محركات النمو الاقتصادي، لأن الزيادة في معدل النمو تتطلب سياسات استثمارية رشيدة وان انخفاض الإنفاق الاستثماري في البنى التحتية له آثار سبية مباشرة على النمو الاقتصادي في العديد من البلدان[33].

سادساً:-إجمالي تكوين رأس المال الثابت

Gross Domestic fixed capital formation

يعرف إجمالي تكوين رأس المال الثابت بأنه عبارة عن قيمة ما تم حيازته من الاصول الثابتة مخصوما منها قيمة المستبعدات من الاصول خلال العام[22] ويمكن ان يعرف حسب التعريف الذي اوردته الدائرة الاحصائية التابعة للأمم المتحدة بأنه المصروف(expenditure)على حيازة السلع الرأسمالية الجديدة زائدا الاضافات 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 [3].

جدول (1) تطور حجم الإنفاق الاستثماري وأجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاع الزراعي بالأسعار الجارية(الف دينار عراقي) للمدة 1980-2016

السنة	الإنفاق الاستثماري الزراعي	معدل الزيادة %	إجمالي تكوين رأس المال الثابت الزراعي	معدل الزيادة%
1980	544.05	-	452043.9	-
1981	897	64.87	549466.2	21.55
1982	990.9	10.47	607227.4	10.51
1983	7482.2	655.09	507567	-16.41
1984	578.7	-92.27	505730	-0.36
1985	483	-16.54	483273	-4.44
1986	409.35	-15.25	416261	-13.87
1987	392.7	-4.07	334966	-19.53
1988	409.95	4.39	437400	30.58
1989	459.3	12.04	471688	7.84
1990	423.3	-7.84	375632	-20.36
1991	1475.2	248.5	172950	-53.96
1992	2452.5	66.25	1258798	627.84
1993	6046.08	146.53	4629897	267.8
1994	9972	64.93	8470464	82.95
1995	18687.5	87.4	18595872	119.54
1996	8745.4	-53.2	7161824	-61.49
1997	14341.4	63.99	53258419	643.64
1998	1877.6	-86.91	54648662	2.61
1999	63140.2	3262.81	70934092	29.8
2000	58996.3	-6.56	97318091	37.2
2001	63674.7	7.93	186146515	91.27
2002	83116.2	30.53	193455890	3.93
2003	139788.2	68.18	105862126	-45.28
2004	1970372.8	1309.54	18268362	-82.74
2005	1776252.7	-9.85	214248290	1072.78
2006	663044.8	-62.67	666771428	211.21
2007	334217	-51.94	17639012	-97.36
2008	588424	76.06	54299985	207.84
2009	589588.7	0.198	13034884	-76
2010	780619.9	32.4	389095973	2885.04
2011	1266682.3	62.27	596488400	53.3
2012	1138229.1	-10.14	1419595135	138
2013	976460.4	-14.21	793767650	-44.09
2014	833214.6	-14.67	540819484	-31.87
2015	2677028	221.29	489184833	-9.55
*2016	107485.7	-95.98	518857714	6.07
معدل النمو السنوي المركب للمدة 1980-2016		**15.36**		**20.78**

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

نلاحظ في الجدول اعلاه تطور حجم الإنفاق الاستثماري الزراعي باستمرار من (544.05) عام 1980 إلى (107485.7) عام 2016 وبمعدل نمو سنوي مركب مقداره 15.36%وإجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاع الزراعي باستمرار من (452043.9) عام 1980 إلى (518857714) عام 2016 وبمعدل نمو سنوي مركب مقداره 20.78%.

المبحث الثاني
الجانب التطبيقي

تمهيد:-

سيتم في هذا المبحث 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 الزراعي

1-اختبار استقرارية السلاسل الزمنية

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

SA: الإنفاق الاستثماري

GA:إجمالي تكوين راس 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 للقطاع الزراعي

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
SA	-2.910077	-2.378487	-1.993844	-6.398788*	-6.469440*	-6.566549*
GA	-3.547119*	2.533763*	3.290182*			
	القيم الجدولية					
%1	-4.234972	-3.626784	-2.630762	-4.243644	-3.632900	-2.632688
%5	-3.540328	-2.945842	-1.950394	-3.544284	-2.948404	-1.950687
%10	-3.202445	-2.611531	-1.611202	-3.204699	-2.612874	-1.611059

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

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

من الجدول اعلاه نلاحظ أن السلسة الزمنية الأصلية للمتغير(SA) كانت غير مستقرة في المستوى لأن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية سواء بوجود قاطع واتجاه عام أو بوجود قاطع فقط أو بدون قاطع واتجاه عام أي أنها تحتوي على جذر الوحدة ، لذلك تم إعادة الاختبار بعد اخذ الفروق الأولى (First-difference) للسلسلة الأصلية، تبين أن المتغير(SA) استقر عند مستوى معنوية (5%) وعليه سيكون المتغير الأول (SA) متكامل من الدرجة الأولى(1)Iسواء بوجود قاطع أو بوجود قاطع واتجاه عام أو بدون، أما المتغير الثاني (GA) نلاحظ أنه أستقر عند المستوى وعلية سيكون المتغير الثاني(GA) متكامل من الدرجة(0)I سواء بوجود قاطع واتجاه عام أو بوجود قاطع فقط أو بدون .

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

جدول (3) اختبار جذر الوحدة لفيلبس بيرون للقطاع الزراعي

المتغير	المستوى			الفرق الاول		
	بوجود قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع فقط	بدون قاطع و اتجاه عام	بوجود قاطع واتجاه عام	بوجود قاطع فقط	بدون قاطع واتجاه عام
SA	-4.892173*	-3.335927*	-2.715317*			
GA	-3.297270	-2.202476	-1.73089**			
	القيم الجدولية					
%1	-4.234972	-3.626784	-2.630762			
%5	-3.540328	-2.945842	-1.950394			
%10	-3.202445	-2.611531	-1.611202			

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

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

من الجدول اعلاه الذي يوضح اختبار فيلبس بيرون لجذر الوحدة ومنه نلاحظ أن المتغيرات استقرت عند المستوى أي عند مستوى معنوية(5%) و(10)% وعلية ستكون المتغيرات متكاملة من الدرجة(0)I سواء بوجود قاطع أو قاطع واتجاه عام أو بدون قاطع واتجاه عام.

ثانياً:-اختبار التكامل المشترك

تم استخدام اختبار التكامل المشترك لتوضيح العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات بطريقة جوهانسون، والجدول التالي يبين نتائج اختبار التكامل المشترك لمتغيرات النموذج:-

جدول (4) اختبار التكامل المشترك لجوهانسون للقطاع الزراعي

فرضية العدم	الفرضية البديلة	القيمة الاحصائية Statistic Value	القيمة الحرجة Critical Value	
1- اختبار Trace				Prob
r=0	r>1	22.55067*	20.26184	0.0238
r≤1	r>2	6.153423	9.164546	0.1792
2- اختبار Maximum				
r=0	r=1	16.39724*	15.89210	0.0417
r=1	r=2	6.153423	9.164546	0.1792

*تعني معنوي عند مستوى 5%

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

من الجدول اعلاه نلاحظ من اختبار جوهانسون للتكامل المشترك والذي يتكون من اختبارين إذ حسب اختبار الأثر Trace يوجد متجه واحد معنوي إذ إن 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 فيشير 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 أن النتائج تشير إلى وجود علاقة سببية بين هذه المتغيرات.

ثالثاً:- اختبار سببية كرانجر:-

لقد تم إجراء اختبار السببية لكرانجر على متغيرات الدراسة لبيان اتجاه السببية ونوع العلاقة بين المتغيرات وكانت النتائج كالآتي:

جدول(5) اختبار كرانجر للسببية للقطاع الزراعي

العلاقة	F. Statistic	Probability
SA→ GA	0.70818	0.5006
GA→ SA	8.28799	0.0014

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

وخلاصة الجدول اعلاه هو وجود علاقة سببية باتجاه واحد من GA الى SA أي أن التغيرات السابقة فيGA تفسر التغيرات الحالية في SA إذ إن قيمة F المحتسبة كانت معنوية عند مستوى معنوية 5%

رابعاً:- تحليل نموذج الانحدار الذاتي (VAR)

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

جدول (6) عدد مدد الإبطاء لأنموذج VAR

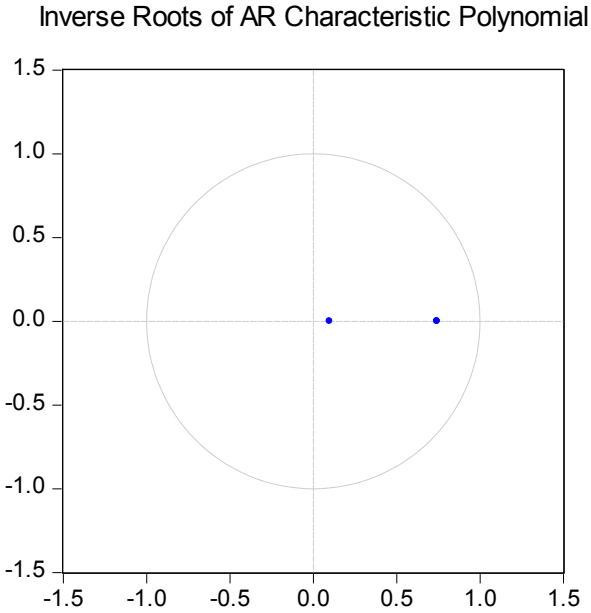
Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.08e+28	71.55404	71.64292	71.58472
1	42.02346*	1.38e+28*	70.46938*	70.73601*	70.56142*
2	2.510028	1.60e+28	70.61428	71.05867	70.76768

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

LR: اختبار LR

FPE:خطأ التنبؤ النهائي AIC: معيار اكايكي ، SC:معيار شوارز ، HQ:معيار حنان - كوين

من نتائج الجدول اعلاه يتبين ان مدة الابطاء المثلى هي سنة واحدة إذ أن قيمة المؤشرات التي تمت الاشارة اليها كانت اقل عند مدة ابطاء سنة واحدة ،ويمكن معرفة فيما اذا كان الانموذج المقدر مستقر عن طريق الشكل البياني الآتي :-



شكل(1) استقرارية متغيرات القطاع الزراعي

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

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 ، وبعد تقدير وتحليل نموذج الانحدار الذاتي وبعد اجراء عملية التقدير حصلنا على النتائج الموضحة بالجدول الآتي:-

جدول(7) نتائج نموذج الانحدار الذاتي

المتغيرات	GA	SA
C	23916323 (3.7E+07) [0.64755]	139909.7 (113222.) [1.23572]
GA (-1)	0.335747 (0.13809) [2.43138]	-7.52E-06 (0.00042) [-0.01775]
SA(-1)	212.7983 (52.5323) [4.05081]	0.719644 (0.16104) [4.46871]
R-squared	0.657201	0.518293
Adj.R-squared	0.636425	0.489099
F-statistic	31.63318	17.75319
Log likelihood	735.1827	-526.8317
Akaike AIC	41.01015	29.43509
Schwarz SC	41.14211	29.56705

( ) تعني Standard errors، [ ] تعني اختبار t

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

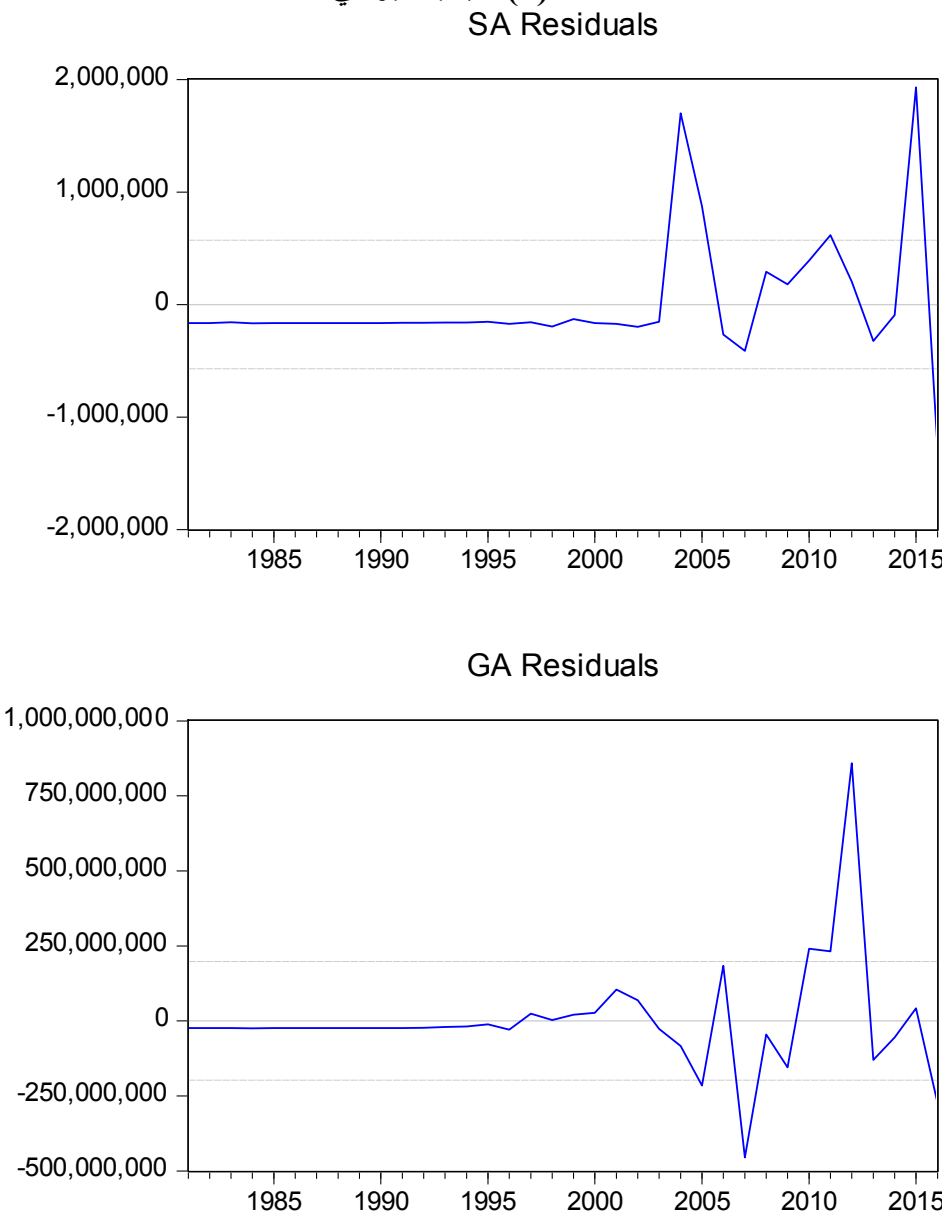
الجدول (7) يوضح وجود نموذجين للانحدار الذاتي لهذه الدراسة فالنموذج الأول (GA) يبين ان هناك علاقة طردية بين (GA) لسنة سابقة و (GA) للسنة الحالية أي أن تغير (GA) لسنة السابقة بمقدار وحدة واحد سيؤدي إلى زيادة (GA) للسنة الحالية بمقدار (0.34)، كذلك كانت قيمة tالمحتسبة البالغة (2.43) وهي أكبر من القيمة الجدولية البالغة (1.959) أي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى وجود علاقة معنوية بين المتغيرين، أما متغير(SA) لسنة وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (GF) للسنة الحالية بمقدار (212.7) وحدة وكانت قيمة tالمحتسبة البالغة (4.05081) وكانت قيم الحد الثابت للمعادلة (23916323) لكن هذه القيمة كانت غير معنوية كون قيمة t المحتسبة كانت منخفضة وقيمتها (0.64755) .

كانت القدرة التفسيرية لهذا النموذج (65 % $=R^2$)اي ان هذه المتغيرات (SA(-1, GA(-1) تفسر 65% من التغيرات التي تحدث في GA والنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلة في النموذج المقدر ، وكانت قيمة (63% $=\bar{R}^2$) أما قيمة F المحتسبة فهي (31.6) وهي أكبر من القيمة الجدولية البالغة(4.17) وعليه سنرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى أن النموذج المقدر معنوي .

أما النموذج الثاني (SA) فيشير إلى وجود علاقة طردية بين (GA) لسنة سابقة و (SA) للسنة الحالية لكن كانت قيمة t المحتسبة (0.01775-) وهي أصغر من القيمة الجدولية البالغة (1.959) أي لا نرفض فرضية العدم التي تشير إلى عدم وجود علاقة معنويه بين المتغيرين، أما (SA)لسنة سابقة فانه يرتبط بعلاقة طردية مع (SA) للسنة الحالية أي أن زيادة (SA) لسنة سابقة بمقدار وحدة واحدة سيؤدي الى زيادة (SA) للسنة الحالية بمقدار (0.71) وكانت قيمة t المحتسبة (4.46) ، اما قيمة الحد الثابت كانت (139909.7) وكانت قيمة t المحتسبة لهذه المعلمة (1.23).

كانت القدرة التفسيرية لهذا النموذج(51 % $=R^2$) أي أن هذه المتغيرات (SA (-1) , GA (-1)) تفسر 51% من التغيرات التي تحدث في SA والنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلة في النموذج ، وكانت قيمة (48%= $\bar{R}^2$)وكانت قيمة F المحتسبة (17.75)وهي أكبر من القيمة الجدولية البالغة(4.17) وعليه سنرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى أن النموذج المقدر معنوي.

شكل (2) تذبذب البواقي



الاستنتاجات:- *Conclusions*

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

1-من خلال استخدام اختبارات جذر الوحدة(اختبار ديكي فولر الموسع) لاختبار استقرارية السلسلة الزمنية لمدة الدراسة (1980-2016)تبين أن السلسلة لم تستقر عند مستوياتها ولكنها استقرت عند أخذ الفروق الأولى ولكن عند استخدام (اختبار فيلبس بيرون) تبين ان السلسلة استقرت عند المستوى.

2- بعد إجراء اختبار التكامل المشترك(Cointegration) بطريقة جوهانسون لمتغيرات الدراسة (SA,GA)،توصلنا إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين (الإنفاق الاستثماريSA وإجمالي تكوين رأس المال الثابتGA) وهذا يدل على عدم وجود ظاهرة الانحدار الزائف(Spurious Regrression) 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 (GA→SA) 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 الزراعي 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 (GA)يبين ان هناك علاقه طرديه بين GA_{t-1} و(GA)للسنة الحالية أي ان زيادة قيمة (GA) مع ابطاء لسنة واحدة بمقدار وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (GA)للسنة الحالية بمقدار (0.34)،اما زيادة قيمة المتغير(SA) مع ابطاء لسنه واحدة سيؤدي إلى زيادة قيمته للسنه الحالية بمقدار(212.7)وحدة، اي ان الانفاق الاستثماري للسنة الحالية يتأثر بشكل كبير بما تم استثماره في السنه السابقة.

كما نلاحظ في النموذج الثاني (SA) وجود علاقة طردية بين (GA) لسنة سابقة و(SA)للسنة الحالية أي إن زيادة (GA)لسنة سابقة بمقدار وحدة واحدة سيؤدي إلى زيادة (SA)للسنة الحالية بمقدار **(7.52E-06)** وحدة وذلك يوكد ما اشرنا اليه في الفقرة الرابعة اعلاهُ كون المشاريع المنجزة صغيرة الحجم ولا تتطلب فتره طويله لغرض الإنجاز.

6- بلغت القدرة التفسيرية لنموذج الاول(65% =R^2) اي ان المتغيرين(1-) SA,(1-) GAتفسران65%من التغيرات التي تحدث في GAوالنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلة في النموذج المقدر كما ان قيمة معامل التحديد المصحح (Ŕ^2 =%63).

فيما بلغت القدرة التفسيرية لنموذج الثاني(51%=R^2)اي ان المتغيرين(1-) SA ,(1-) GA تفسران 51% من التغيرات التي تحدث في SA والنسبة المتبقية تفسرها متغيرات أخرى غير داخلة في النموذج المقدر ،أما قيمة (48=% Ŕ^2)وذلك يشير إلى ان 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 اليها ان اغلب المشاريع الاستثمارية المنفذة هي من المشاريع صغيره الحجم والتي يتم إنجازها على الاغلب خلال عام او عامين وان 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 الانبار للعلوم الاقتصادية والادارية ، المجلد 7، العدد 14 ، 2015 ، ص109.
2. جواد هاشم ،تكوين راس المال في العراق ،دار الكتب للطباعة والنشر ،جامعة الموصل، 1974،ص30-31.
3. حيدر حسين ال طعمه، تحليل العلاقة بين عجز الموازنة الحكومية وعجز الحساب الجاري دراسة تطبيقية لظاهرة العجز المزدوج في البلدان النامية ،اطروحة دكتوراه ، كلية الادارة والاقتصاد ،جامعة بغداد،2011،ص109.
4. خالد القدير، تأثير الائتمان المصرفي لتمويل الواردات على الواردات في المملكة العربية السعودية ،مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية ،المجلد الثاني،2005،ص210-211.
5. خالد القدير، تأثير التطور المالي على النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية ، جامعة الملك سعود ، 2007،ص14.
6. دريد كامل آل شبيب ، الاستثمار والتحليل الاستثماري ، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع ، الاردن – عمان 2009 ، ص25.
7. زياد رمضان ، مبادئ الاستثمار ، (المالي والحقيقي) ، دار وائل للنشر ، الطبعة الرابعة ، عمان ، 2007 ، ص13.
8. سالم قاسم النعيمي ، الترشيد الفعلي للإنفاق الاستثماري بأسلوب جيرت ، الطبعة الاولى ، دار مجدلاوي للنشر ، 2005 ، ص30 .
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، ص245.
10. عادل عبد المنعم ، اقتصاديات الاستثمار ،النظريات والمحددات، المعهد العربي للتخطيط،الكويت،العدد97تشرين الثاني،2007.
11. عايد العبدلي ، تقدير اثر الصادرات على النمو الاقتصادي في الدول الاسلامية ، دراسة تحليله قياسيه ، مجلة مركز صالح عبد الله كامل للاقتصاد الاسلامي ، بجامعة الازهر ، السنة التاسعة ، العدد27، 2005، ص 18-19.
12. عبد الحسين نوري الحكيم، دراسات في الزراعة العراقية (الزراعة المستقبلية)،الطبعة الأولى،2013،ص50.
13. علي عمران حسين الطائي ، تحليل عوامل انتقال اثر سعر الصرف العام للأسعار باستخدام نموذج السببية في بعض الدول العربية مع اشاره خاصة لعراق (1990-2011) ، رسالة ماجستير قدمت الى كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الكوفة ، 2014م ، ص103.
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 ،ص224-225 .
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،ص3.
16. كنعان عبد اللطيف ، انسام خالد حسن ، دراسة مقارنه في طرائق تقدير انحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملي ، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية ، السنه العاشرة ، العدد 33 ، 2012 ، ص155.
17. محمد عبد القادر عطية ، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ، الدار الجامعية للطباعة والنشر ، الاسكندرية ، 2000، ص8، ص621.
18. هيفاء يوسف سليمان، تحليل العلاقة بين أجمالي تكوين راس المال الثابت والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي العراقي للمده 1980-2010،مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية ،جامعة بغداد،المجلد19،العدد 73،ص283.
19. وزارة التخطيط ،الجهاز المركزي للإحصاء ، التقديرات الأولية لإجمالي تكوين رأس المال الثابت في العراق،2013،ص1.

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 ,P53
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",2nd 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 – ressive and causality",Econometrice ,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 Serven,Fiscal Rules,Public Ivestment,and Growth,Policy Research Working Paper4382,2007,P2
28. Phillips , P. C . B and perron , p.,"Testing for aunit root in time Series regression" , Bione trika , 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 Afirsa , Unpublished M.S.C thesie ,Deportment of Agricultural Economiss and Agribusiness Louisiana state University,PP.28-30.
32. Robert f.Engle and C.W. Granger "Cointegration and Error Correction Represention and testing", Econometrics, vol.2,1987,pp251-276
33. Sime C.A "Macroeconomics and Reality" Econometric ,1981,n48:pp1-48.
34. Syed M.Ahsan, C.C.kwan & Balbir S.Sahni : causality Between Government Consumption Expenditure and national lncome :OECD countries public finarce Vol.44(2) ,1989,p.p 204-224.
35. Walter Ender, Applied Econometric time Series"lowe state university, 1995,P239.