التكوين الرأسمالي الزراعي وأثره على النمو الاقتصادي في اليمن باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM (1990-2018)

Agricultural Capital Formation And Its Impact On Economic Growth In Yemen Using ECM (2016-1990)

د. عدنان الصنوي[1]

د. طارق الأغبري[2]

الباحثة / ابتسام عزان[3]

(1)(2)أستاذ مشارك -قسم الاقتصاد الزراعي

كلية الزراعة – جامعة صنعاء

(1)ايميل : a.alsanoy@su.edu.ye

(2)ايميل : t_agbary2@yahoo.com

(3)مدرس مساعد – قسم الاقتصاد الزراعي

كلية الزراعة – جامعة صنعاء

ايميل: ebtessamazzan@gmail.com

الملخص

هدفت الدراسة الى إبراز الدور الذي يلعبه الاقتصاد الزراعي اليمني في التنمية الاقتصادية، واختبار علاقة التكامل المشترك في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة بإجمالي الناتج المحلي (GDP)، وإجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي (GACF) باستخدام بيانات ثانوية لسلسلة زمنية من عام 1990 الى 2016 ولتحقيق أهداف هذه الدراسة، استخدم المنهج الوصفي التحليلي في دراسة العلاقة بين الإنتاج الزراعي والنمو الاقتصادي.

تم استخدام بعض الأساليب الإحصائية المتمثلة في أدوات القياس الاقتصادي، كما تمت الاستعانة بمجموعة من برامج المعالجة الألية للبيانات 9 Excel ،Eviews .

وتوصلت الدراسة الى النتائج التالية :

من خلال اختبار سكون السلاسل الزمنية من خلال اختبار ADF تم رفض فرضية استقرار السلاسل الزمنية حيث استنتج ان السلسلتان الناتج الاستثماري الزراعي والناتج المحلي الإجمالي غير مستقرتان في المستوى ومن خلال اختبار انجل وجرانجر للتكامل المشترك وجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة .

وعند تطبيق نموذج تصحيح الخطأ ECM تم التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة (اجمالي الناتج المحلي (GDP)، وإجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي (GACF)).

ISSN : 2410-1818

نلاحظ أن حد الخطأ المقدر سالب الإشارة الجبرية ومعنوي إحصائيا، وهذا يعني أنه توجد فعلا علاقة توازنيه في النموذج في المدى الطويل. وتشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ (-0.09) إلى أن الناتج المحلي الإجمالي يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة تعادل 9% . ومن خلال النتائج توصي الدراسة بضرورة الاهتمام بالقطاع الزراعي من خلال مضاعفة الاستثمار في هذا القطاع وتخصيص دعم اكبر للبحوث الزراعية من اجل تحفيز الابتكار وإدخال وسائل حديثة في العمليات الإنتاجية.

كلمات مفتاحية
- الناتج المحلي الإجمالي
- النمو الاقتصادي
- التراكم الزراعي الرأسمالي
- نموذج تصحيح الخطأ
- الاجل الطويل

Abstract

The study aimed to highlight the role of Yemeni agricultural economy in economic development. In addition to test the long-run co-integration relationship between the study variables with Gross Domestic Product (GDP) and Gross Agricultural Capital Formation (GACF) by using secondary data for a time series from 1990 to 2018. Therefore, to achieve the the descriptive objectives of this study analytical approach was adapted to investigate the relationship between agricultural production and economic growth. Beside that, some statistical methods were used too, which were represented by economic measurement tools as well as a set of automated data processing programs like EVIEWS 9 and Excel Programs.

The study has reached the following results:
Through testing the dormancy of time series by using Augmented Dickey-Fuller (ADF) test, the hypothesis of time series stability was rejected. It concluded that the two series (GACF & GDP) are not in stable level. Moreover, and through Engel-Granger test for co-integration, it was noted that there is co-integration between the study variables.
Furthermore, when the error correction model (ECM) was applied, it confirmed that there is a long-run co-integration relationship between the study variables (GDP & GACF).
It was noted that the estimated error is negative for the algebraic sign and insubstantial statistically; accordingly, this means that there is indeed a long-run equilibrium relationship in the model. The value of the error correction factor (-0.09) indicates that (GDP) can adjust towards its equilibrium value in each period by a percentage of the remaining imbalance from the previous period which is equal to 9%.
According to the previous results, the study recommends that all efforts should be shifted to the agricultural sector by investing more in this sector and allocating greater support for agricultural research in order to stimulate innovation and introduce

ISSN : 2410-1818

modern means into production processes.

Key Words: Gross Domestic Product (GDP), Economic Growth, Agricultural Capital Formation (ACF), Error Correction Model (ECD), long-run.

1.1 تمهيد

يحظى القطاع الزراعي باهتمام متزايد من قبل معظم دول العالم سواء المتقدمة أو النامية، ويعد قطاع الزراعة ركنا أساسيا من أركان الاقتصاد الوطني ويعتبر أحد اهم الموارد الهامة للدخل الوطني، وهذا الدور الهام والحيوي الذي يقوم به في تحقيق التنمية الاقتصادية، والمتمثلة في زيادة مساهمة الناتج الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي في وقت زيادة نصيب الفرد منه، وكذا توفير فرص العمل لمختلف الفئات الاجتماعية خاصة المناطق الريفية كما يوفر الاحتياجات الغذائية للسكان وتحقيق الأمن الغذائي والتقليل من حجم الواردات.

ويلعب القطاع الزراعي دورا أساسيا في تحقيق الأمن الغذائي وزيادة الناتج المحلي وتنويع القاعدة الاقتصادية وخلق فرص عمل والتخفيف من الفقر حيث بلغت مساهمته بحوالي 15.4% من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة وتشغيله حوالي 35% من إجمالي القوى العاملة وتوفيره لجزء كبير من احتياجات السكان الغذائية ومساهمته بجزء كبير من الصادرات غير النفطية ويعتمد عليه أكثر من 70% من السكان. ومساهمته بـ 9.5% من مجموع الصادرات وتعود هذه المساهمة المرتفعة لانخفاض صادرات المشتقات النفطية والاسماك بدرجة رئيسه وذلك وفقا لإحصاءات عام 2016م بالإضافة إلى إسهامها المباشر في تحسين البيئة والمحافظة عليها وعلاقتها بالقطاعات الأخرى كمزود لمتطلبات الصناعة ومستهلك ومستخدم للمدخلات والخدمات من القطاعات الاخرى.

فمتوسط معدل النمو السنوي وصل الى 5% في بعض السنوات ويرجع التعثر وانخفاض هذا المعدل في بعض السنوات إلى الظروف المناخية غير المواتية والتي تضررت من جرائها المحاصيل المعتمدة على الأمطار واستمرار الصعوبات المتعلقة بتسويق وتخزين المنتجات الزراعية فضلا عن تدني المصروفات الحكومية الزراعية والتي وصلت بحسب نفس التقييم إلى 1.69% من إجمالي المصروفات الحكومية في 2016م.

حيث تنتج اليمن العديد من المحاصيل الزراعية وتأتي في مقدمتها الحبوب كالذرة الرفيعة، والقمح، والذرة الشامية والشعير، وكذلك الأعلاف ومحاصيل الفواكه والخضراوات والمحاصيل النقدية (التبغ، القطن، السمسم، البن، ...) والبقوليات. وتحقق تطور طفيف في معدلات نمو الإنتاج لا يتعدى 3% وهو معدل لا يفي باحتياجات السكان الغذائية بل واصبح متخلفاً عن مواكبة تغطية المعدلات الحالية للغذاء، وذلك ناتج من الزيادات في معدلات النمو السكاني الكبيرة، إذ يبلغ معدل النمو السكاني 3.02% وفي نفس الوقت فإن شحت الموارد المائية هي العنصر المحدد لأي تطور في

ISSN : 2410-1818

الزراعة وأصبح يشكل عائق كبير في تطوير وزيادة معدلات الإنتاج الزراعي، فبالرغم من وجود مساحات زراعية قابلة للاستزراع في الجمهورية إلا أن مورد المياه لا يساعد على ذلك إضافة إلى تفتت الأراضي الزراعية وإتباع أساليب الزراعة التقليدية وعدم توفر المدخلات الزراعية على نحو كافٍ ومناسب. وانخفاض الاستثمارات وهجرة العاملين من الريف إلى المدينة والتقلبات في الأسعار وضعف الخدمات المساندة كالإرشاد والبحوث بالإضافة إلى المشاكل التسويقية الناشئة من ضعف البني الأساسية ذات العلاقة كالطرق ومراكز التجميع ومخازن التبريد.

يعتبر القطاع الزراعي في اليمن قطاعا حساسا في التنمية الاقتصادية نظرا للدور الذي يلعبه في التطور الاقتصادي والاجتماعي وتنمية المناطق الريفية، وتشير الاحصائيات ان القطاع الزراعي يساهم ب 13% للناتج المحلي ويعمل في هذا القطاع اكثر من 60% من القوة العاملة في الريف اليمني (الجهاز المركزي للإحصاء 2015) .

2.1 مشكلة البحث

نظرا للأهمية التي أولاها القطاع الزراعي في الاقتصاد الوطني من حيث المساهمة في الناتج المحلي الإجمالي وتشغيل حوالي 60% من القوى العاملة فإنه من المفيد تخصيص دراسة لتحليل نشاطه، وفي هذا السياق جاءت الدراسة الحالية الموسومة بما مدى تأثير اجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي GACFعلى إجمالي الناتج المحلي (GDP) في اليمن، ودراسة علاقة التأثير فيما بينهما، واستخدمت الدراسة منهج التحليل الحديث للسلاسل الزمنية ودراسة السببية بين اجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي والنمو الاقتصادي في اليمن الفترة 1990-2016 وعليه نطرح الأسئلة الفرعية التالية:

- ✓ ما هو واقع القطاع الزراعي؟
- ✓ ما هي نسبة مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الاجمالي في اليمن؟
- ✓ هل هناك علاقة تكامل مشترك في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة؟

ISSN : 2410-1818

3.1 فرضيات البحث

للإجابة على الأسئلة المطروحة يمكن ان نستند في بحثنا على الفرضيات التالية:

- ✓ يلعب القطاع الزراعي دورا مهما في تحقيق النمو من خلال توفير فرص عمل ويساهم في تلبية الاحتياجات الغذائية.
- ✓ لا يوجد علاقة تكامل مشترك في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة (اجمالي التراكم الرأسمالي الزراعي والنمو الاقتصادي).

4.1 أهداف البحث

يسعى الباحثون من خلال هذه الدراسة إلى تحقيق الأهداف التالية:

- ✓ إبراز الدور الذي يلعبه الاقتصاد الزراعي اليمني في التنمية الاقتصادية .
- ✓ تحديد أ الإمكانيات الطبيعية والبشرية التي تتوفر عليها اليمن لإحداث نقلة نوعية في تنمية القطاع الزراعي.
- ✓ محاولة توفير دراسة حديثة تتناول قطاع الزراعة في اليمن نظرا لأهميته .
- ✓ تحليل العلاقة بين التراكم الرأسمالي الزراعي والناتج المحلي الإجمالي.

5.1 أهمية البحث

تكمن اهمية الدراسة في تشخيص وتحليل أفاق واقع القطاع الزراعي وأهميته في تحقيق التنمية الاقتصادية، من خلال التزايد في الدور المناط بالاستثمار في القطاع الخاص بتوفير الظروف المناسبة لذلك من اجل استغلال الإمكانيات المتاحة للقطاع في اليمن.

6.1 المبررات البحثية

تتعدد الأسباب من بينها:

- ✓ الرغبة الشخصية للباحثين في القطاع الزراعي والوقوف على مقوماته التنموية في اليمن.
- ✓ الانجاز غير الكافي الذي شهده القطاع الزراعي في اليمن مقارنة مع التقدم الكبير الذي شهدته الدول المتقدمة في المجال الزراعي ومساهمته في تحقيق الأمن الغذائي لها.

7.1 حدود البحث

يتمثل مجال هذا البحث في دراسة تحليل البيانات المتعلقة بالتراكم الرأسمالي الزراعي والنمو الاقتصادي في اليمن الفترة (1990-2016)

ISSN : 2410-1818

8.1 منهج البحث والأدوات المستخدمة في الدراسة

لتحقيق أهداف هذه الدراسة والإجابة على التساؤلات التي طرحت في الإشكالية، تتبع الباحث المنهج الوصفي التحليلي في تتبع مسار تطور القطاع الزراعي في الاقتصاد اليمني من خلال بيانات ثانوية تم الحصول عليها من الجهاز المركزي للإحصاء خلال فترة الدراسة (1990-2016).

واستخدمت بعض الأساليب القياسية وهو نموذج تصحيح الخطأ والمتمثل في أدوات قياسه مثل اختبار جذر الوحدة واختبارات جرنجر وجوهانسن لاختبار التكامل المشترك كما تمت الاستعانة بمجموعة من برامج المعالجة الألية للبيانات Eviews9 ، Excel

9.1 محددات الدراسة

- ✓ نقص المراجع في الموضوع الزراعة كعنصر اقتصادي .
- ✓ قلة دراسات النمذجة والقياس الاقتصادي للقطاع الزراعي في اليمن، بحيث يمكن الاعتماد عليها في د رأستنا.
- ✓ غياب المصداقية في عديد التقارير وطنية أو دولية وتضارب معطياتها .

ISSN : 2410-1818

2. مقدمة

يعد الناتج المحلي الإجمالي GDP (Gross Domestic Product) من المؤشرات الاقتصادية المهمة لأي دولة إذ يعكس إجمالي الإنتاج من السلع والخدمات النهائية لنشاط الدولة وأداؤها الاقتصادي خلال سنة ما داخل حدود الدولة، الذي بدوره ينعكس على الوضع الاقتصادي العام بالدولة، وتم تطوير إجمالي الناتج المحلي في بداية الأمر على يد سايمون كوزنيتس من أجل تقرير قدمه إلى الكونغرس الأمريكي في عام 1934وفي هذا التقرير، حذر كوزنيتس من استخدامه كمقياس للرفاهية .وبعد مؤتمر بريتون وودز في عام 1944 ، أصبح إجمالي الناتج المحلي الأداة الرئيسية لقياس اقتصاد الدول، مستوى التشغيل، والمستوى المعيشي، والصادرات والواردات، والتراكم الرأسمالي.

ومن جهة أخرى يتميز الناتج المحلي الإجمالي GDP بعلاقته المتبادلة مع حجم الاستثمارات الرأسمالية ومنها مجمل تكوين راس المال الزراعي(Gross Agricultural Capital Formation) GACF الذي يعد من أفضل الاستثمارات توليداً للأرباح والمنافع الاقتصادية والاجتماعية، في الدول النامية حيث تساهم زيادة الاستثمارات المخصصة للقطاع الزراعي في دعم الاستقرار الاقتصادي والسياسي والاجتماعي الضروري، لتحقيق التنمية الاقتصادية. ويتأثر الناتج المحلي الإجمالي بحجم الاستثمارات ، فكلما زادت هذه الاستثمارات زادت فعالية الناتج المحلي الإجمالي، فلا يمكن إغفال دور الاستثمارات في زيادة الدخل القومي الذي ينعكس على زيادة الادخار، فأي تقدم فني أو تكنولوجي يتطلب بالضرورة إنفاقاً استثمارياً، مما يعني زيادة في معدل الأداء الاقتصادي، وإقامة مشروعات جديدة تنمي القدرة الإنتاجية والبشرية مما يؤدي إلى زيادة معدلات الدخل وتحقيق الرفاهية الاقتصادية، وفي نفس الوقت الناتج المحلي الإجمالي يؤثر في حجم الاستثمارات، لأن هذا الأخير جزء من الناتج المحلي الإجمالي سواءً حُسِبَ بالحسابات القومية بطريقة المدخلات والمخرجات أو بطريقة الإنفاق الكلي، ومن جهة أخرى هناك خصوصية لتأثير الاستثمارات في الناتج المحلي الإجمالي، وهي أن هذا التأثير لا يظهر في العام نفسه، وإنما قد يمتد عدة سنوات بحسب سرعة إدخال المشاريع الجديدة بالاستثمارات . (عثمان، منذر، 2012، ص338). هذا كله يستلزم من الدراسة البحث عن الأساليب القياسية الحديثة لتحليل هذه المؤشرات الاقتصادية.

إن الاستثمار في القطاع الزراعي عالميا ربما يحقق للمستثمرين عوائد أفضل من الاستثمارات التقليدية مثل السندات والأسهم، بفضل زيادة الطلب على الأغذية عالميا. وتشير التوقعات إلى استمرار ارتفاع أسعار المنتجات الزراعية، ما يفتح المجال أمام تحقيق عوائد استثمارية طويلة الأجل للمستثمرين في هذا القطاع. وإن هذا الازدهار الزراعي سيستمر في التصاعد، وهو ليس ظاهرة آنية أو متقلبة، ما يعني استمرارية ظاهرة ارتفاع الأسعار التي تشهدها الأسواق حاليا. وأن الحبوب والأرز والزيوت النباتية والسكر واللحوم ومنتجات الألبان ستشهد نموا مستمرا، مما يتيح للمستثمرين إمكانيات تحقيق

ISSN : 2410-1818

عوائد جيدة، وأن الاستثمار في القطاعات الزراعية قد يحقق للمستثمرين عوائد تختلف عن العوائد المتحققة من الاستثمار في الأصول التقليدية كالأسهم والسندات.

وتتوافر في اليمن العديد من المميزات في مجال الاستثمار الزراعي منها:

1. اتساع الرقعة الزراعية الصالحة للزراعة.
2. اختلاف المناخ في كافة أنحاء الجمهورية.
3. توافر المواد الأولية بكميات كبيرة لقيام المشروعات في الصناعات الغذائية.
4. تتوفر الأيدي العاملة المتميزة بتدني كلفتها وقدرتها التنافسية ومهارتها العالية.
5. سقوط الأمطار بكميات كبيرة في بعض محافظات الجمهورية.
6. موقع استراتيجي يطل مباشرة على خطوط الملاحة البحرية الدولية بين أوروبا وآسيا كما يعتبر المدخل الرئيس إلى شرق القارة الأفريقية.

وتشير بيانات الجدول رقم (5) إلى أن الأهمية النسبية للاستثمار الزراعي إلى الاستثمار القومي في تدنى واضح ومستمر مقارنة بحجم الاستثمارات الموجهة لباقي القطاعات الاقتصادية الأخرى على الرغم من كون اليمن دولة زراعية في الأساس وقطاع الزراعة بها يحتل مكانة هامة نظرا لاعتماد كثير من الصناعات على المنتجات الزراعية ومشتقاتها من المواد الخام. ونظراً لعدم توفر البيانات عن الاستثمارات في الأعوام 1990-1994 سيتم استعراض بيانات الجدول رقم (5) من عام 1995-2013م. حيث يلاحظ أن قيمة الاستثمارات القومية خلال الفترة الزمنية موضع الدراسة بلغت2799.1مليار ريال وتتصف بياناتها بالتذبذب صعوداً وهبوطاً وتتراوح قيمتها ما بين حد اعلى بلغ 389.4مليار ريال في عام 2008 وحد ادنى بلغ 64.8مليار ريال في عام 1995 وبمتوسط يبلغ 109.3مليار ريال، في حين أن الاستثمارات الزراعية بلغت 65.80 مليار ريال والتي تتصف بياناتها بالتذبذب صعواً وهبوطاً في حين تتراوح قيمتها ما بين حد اعلى يلغ 9مليار ريال في عام 2009 وحد ادنى بلغ 0.10 مليار ريال في عام 2011 وبمتوسط بلغ 3مليار ريال.

أما لو قارنا نسبة مساهمة الاستثمارات الزراعية إلى الاستثمار القومي مع نسبة مساهمة الاستثمارات في القطاعات الأخرى نلاحظ أنها متدنية حيث تبلغ إجمالي نسبة الاستثمارات الزراعية 170 نسبة مئوية خلال فترة الدراسة مقارنه مع نسبة الاستثمارات في القطاعات الأخرى التي تبلغ 1729 نسبة مئوية، و تتراوح نسبة الاستثمارات الزراعية ما بين حد ادنى بلغ 1% في عام 1995 وحد اعلى بلغ 27% في عام 2001 وبمتوسط سنوي بلغ 8%، مقارنة مع نسبة الاستثمارات في باقي القطاعات والتي تتراوح ما بين حد ادنى بلغ 73% في عام 2001 وحد أعلى بلغ 99% في عام 1995 وبمتوسط سنوي بلغ 91%.

ISSN : 2410-1818

جدول رقم (1): الأهمية النسبية لحجم الاستثمار الزراعي مقارنة بحجم الاستثمارات الموجهة لباقي القطاعات في الاقتصاد خلال الفترة (1995-2013) (مليار ريال)

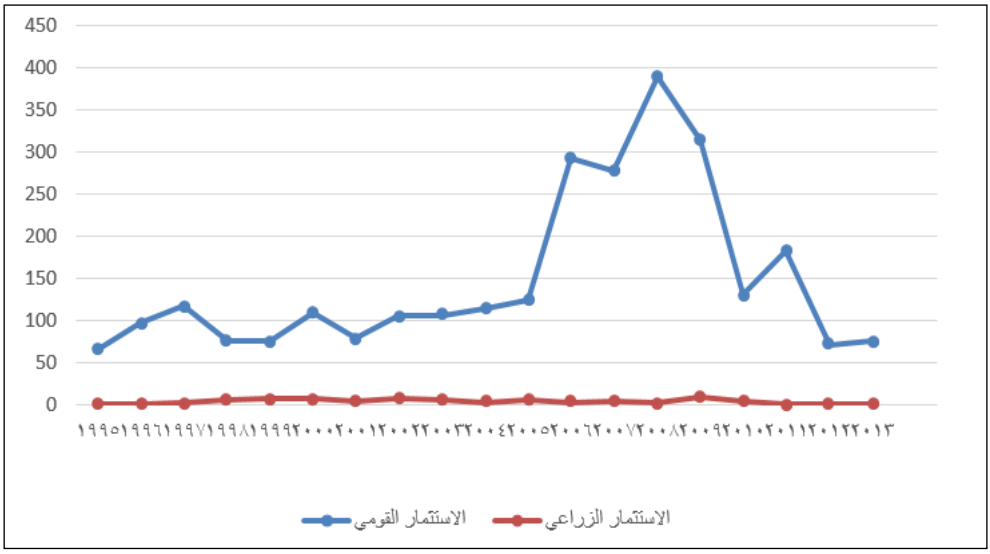
م	السنوات	الاستثمار القومي	الاستثمار الزراعي	نسبة الاستثمار في القطاعات إلى الاستثمار القومي	نسبة الاستثمار الزراعي إلى الاستثمار القومي
1	1995	64.8	0.6	99	1
2	1996	97.3	1	95	5
3	1997	116.9	1.2	99	1
4	1998	75.3	4.7	94	6
5	1999	74.7	6.6	91	9
6	2000	109.3	6.2	81	19
7	2001	79.6	3	73	27
8	2002	104.8	7.2	83	17
9	2003	106.2	5.3	87	13
10	2004	114.2	2.7	93.6	6.4
11	2005	124.6	4.6	92.5	7.5
12	2006	292.4	2.6	92	8
13	2007	277.2	4.1	83.6	16.4
14	2008	389.4	2	88.4	11.6
15	2009	314.8	9	97	3
16	2010	129.8	3.8	89.6	10.4
17	2011	181.6	0.1	97.9	2.1
18	2012	71	0.4	95.8	4.2
19	2013	75.2	0.7	97.2	2.8

المصدر: الجمهورية اليمنية، وزارة التخطيط والتعاون الدولي، الجهاز المركزي للإحصاء، التقارير السنوية-البنك المركزي اليمني، أعداد متفرقة، للأعوام 2000-2014م.

كتاب الإحصاء السنوي، أعداد متفرقة للأعوام 1995-1996-1997-1998-1999-2002م.

ISSN : 2410-1818

شكل (1): حجم الاستثمار الزراعي مقارنة بحجم الاستثمارات الموجهة لباقي القطاعات في الاقتصاد خلال الفترة (1995-2013)م



المصدر: بيانات الجدول رقم (1).

من الشكل رقم(1) يتبين بأن السلاسل الزمنية للاستثمارات الزراعية والاستثمارات القومية تحتوي على جذر الوحدة وأنها غير مستقرة كما نلاحظ تدني حجم الاستثمارات الزراعية إلى الاستثمارات القومية مقارنة مع ارتفاع حجم الاستثمارات في القطاعات الأخرى إلى الاستثمارات القومية.

شكل (2): الأهمية النسبية لحجم الاستثمار الزراعي مقارنة بحجم الاستثمارات الموجهة لباقي القطاعات في الاقتصاد خلال الفترة (1995-2013م).

المصدر: بيانات الجدول رقم (1).

ISSN : 2410-1818

3. مقدار مساهمة القطاعات الاقتصادية في تركيب التكوين الرأسمالي الثابت:

يبين الجدول رقم (2) مقدار مساهمة القطاعات الاقتصادية في تركيب تكوين رأس المال الثابت بالأسعار الجارية، نلاحظ أن قيمة إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت وبشكل عام متذبذب صعوداً وهبوطاً خلال فترة الدراسة، حيث ارتفعت قيمة تكوين رأس المال الثابت من 15074 مليون ريال إلى 1344701مليون ريال خلال الفترة 1990-2010 على التوالي، ثم بدأت بالانخفاض من 1344701 مليون ريال في عام 2010 إلى 1028337 مليون ريال في عام 2011 وذلك يرجع إلى الأوضاع الاقتصادية المتأزمة التي مرت بها اليمن بتلك الفترة والتي جعلت اليمن بيئة استثمارية غير ملائمة، ثم في عام 2012 و2013 ارتفعت قيمة الاستثمارات حتى بلغت 1249089 مليون ريال و 1314277مليون ريال على التوالي. كما يلاحظ أن قطاع منتجو الخدمات الحكومية يحتل المرتبة الأولى، حيث بلغ متوسط مساهمته في تركيب إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت خلال فترة الدراسة 170979.5 مليار ريال، وبلغ اعلى مساهمة له 368473 مليون ريال في عام 2010 وحد أدني بلغ 5195 مليون ريال في عام 1990. كما يحتل قطاع تجارة الجملة والتجزئة والمطاعم والفنادق والصيانة والإصلاح المرتبة الثانية من حيث قيمة المساهمة بتركيب إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت حيث بلغ متوسط قيمة مساهمته خلال فترة الدراسة 85306.6 مليون ريال، وبلغ اعلى قيمة مساهمة له 256801 مليون ريال في عام 2010، وحد ادنى بلغ 1810 مليون ريال في عام 1990م. ثم يأتي في المرتبة الثالثة قطاع النقل والتخزين والاتصالات حيث بلغ متوسط قيمة مساهمته خلال فترة الدراسة 69675.2 مليون ريال، وبلغ اعلى مساهمة له 193547 مليون ريال في عام 2013، وبلغ ادنى قيمة مساهمة له 2134 مليون ريال في عام 1990م. ثم يأتي في المرتبة الرابعة قطاع الزراعة حيث بلغ متوسط قيمة مساهمته في تركيب إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت 64191.2 مليون ريال، وبلغ اعلى قيمة مساهمه له 173030مليون ريال في عام 2010م، كما بلغ أدنى مساهمه له 2024 في عام 1990م. كما يحتل المرتبة الخامسة قطاع التمويل والتامين والعقارات حيث بلغ متوسط قيمة مساهمته في تركيب إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت ، وبلغ أعلى مساهمه له 125592مليون ريال في عام 2010، كما بلغ أدنى مساهمه له 1075مليون ريال. ويحتل قطاع الصناعة التحويلية في المرتبة السادسة حيث بلغ متوسط قيمة مساهمته 46806مليون ريال، وبلغ اعلى مساهمه له 143524 مليون ريال في عام 2008م، وبلغ أدني مساهمه له 949 مليون ريال في عام 1990م. ثم يأتي قطاع الكهرباء والمياه وقطاع البناء والتشييد وقطاع الخدمات الشخصية وقطاع الصناعة الاستخراجية وقطاع منتجو الهيئات اللاربحية متفاوتة بحجم قيم مساهمتها في تركيب إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت حيث بلغ متوسط مساهمتها خلال فترة الدراسة 31015.2 و 18863 و 8283.9و 2671.5 و 183.9مليون ريال على التوالي، كما بلغ أعلى مساهمة لها 131806 مليون ريال في عام 2013 و48946 مليون ريال في عام 2010 و21498 مليون ريال في عام 2010 و6124في عام 2000 و486 مليون ريال في عام 2008 على التوالي، وبلغ أدنى مساهمة لها 924مليون ريال في عام

ISSN : 2410-1818

1990 و 574مليون ريال في عام 1990 و 218مليون ريال في عام 1990 و 163مليون ريال في عام 1990 و 6.15 مليون ريال في عام 1990.

ISSN : 2410-1818

جدول رقم(2): مقدار مساهمة القطاعات في تركيب التكوين الرأسمالي الثابت خلال الفترة 1990-2013م.

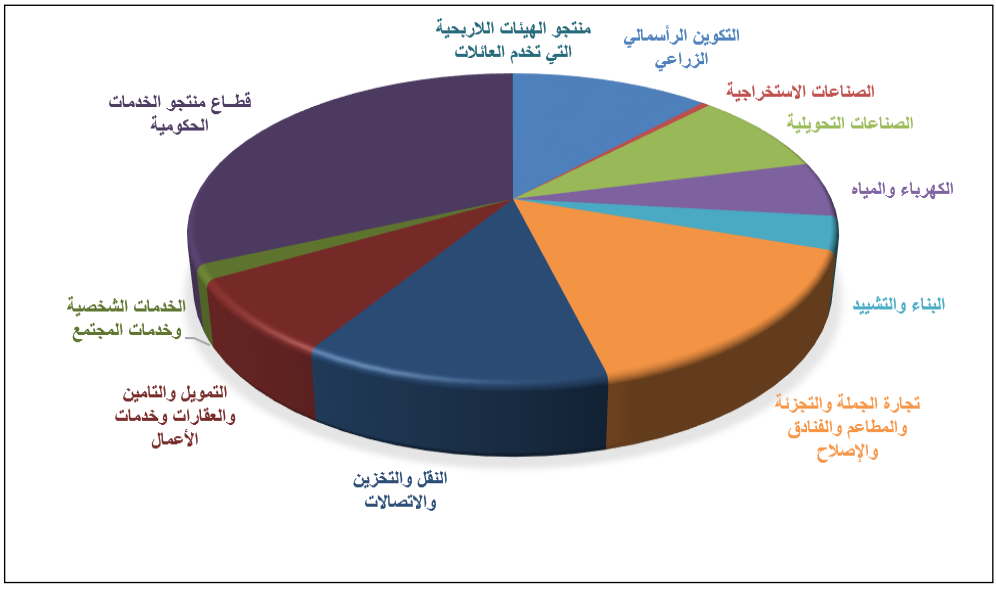
(ملايين الريالات)

السنوات	الزراعة	الصناعات الاستخراجية	الصناعات التحويلية	الكهرباء والمياه	البناء والتشييد	تجارة الجملة والتجزئة والمطاعم والفنادق والاصلاح	النقل والتخزين والاتصالات	التمويل والتأمين والعقارات وخدمات الاعمال	الخدمات الشخصية وخدمات المجتمع	قطاع منتجو الخدمات الحكومية	منتجو الهيئات اللاربحية التي تخدم العائلات	التكوين الرأس مالي الثابت
1990	2024	163	949	924	574	1810	2134	1075	218	5195	6.15	15074
1991	2814	227	1319	1284	798	2517	2967	1495	303	7222	8.55	20955
1992	5124	414	2402	2338	1453	4583	5402	2721	552	13150	15.57	38157
1993	5591	451	2621	2551	1585	4999	5894	2970	602	14346	16.99	41627
1994	7825	632	3668	3570	2219	6998	8249	4158	843	20082	23.78	58267
1995	14266	1152	6687	6509	4045	12759	15040	7579	1536	366102	43.36	106227
1996	21222	1714	9948	9682	6017	18979	22373	11275	2285	54459	64.49	158016
1997	25280	2041	11850	11534	7168	22608	26652	13430	2722	64874	76.84	188237
1998	26125	2109	12246	11919	7407	23364	27542	13879	2813	67042	79.4	194526
1999	28129	2271	13186	12834	7976	25157	29656	14944	3029	72187	85.49	209456
2000	43949	6124	16041	12412	8618	30598	40143	20460	3592	93874	101	275912
2001	49229	4274	20877	15659	12060	40320	44055	23327	4443	86401	150	300795
2002	48429	2527	25562	36222	16392	46096	62109	27733	5480	119540	160	390250
2003	58439	3128	28916	30463	17885	56355	66890	33788	6480	207283	185	509812
2004	63449	3007	37556	32784	24254	73330	72571	39113	10259	221169	233	577725
2005	59609	3517	53001	58050	22776	70141	86887	36406	9870	265237	208	665702
2006	74705	3496	58312	50937	22977	99100	95826	43673	13552	288682	264	751524
2007	106288	4040	89181	82428	33956	154451	117656	62248	16944	322568	362	990122
2008	109777	3810	143524	52020	44776	170481	124615	78214	21422	318220	486	1067345
2009	141580	3920	122872	51098	45681	212091	146823	101612	20945	295300	402	1142324
2010	173030	4236	135663	37233	48946	256801	173415	125592	20919	368473	393	1344701
2011	147906	2885	93645	25289	30549	224675	137494	109598	12892	243063	341	1028337
2012	171504	3669	130558	64819	42968	251317	164264	123409	21498	274731	352	1249089
2013	154295	4309	102763	131806	41632	237828	193547	117816	15615	314309	357	1314277

المصدر: الجمهورية اليمنية، وزارة التخطيط والتعاون الدولي، الجهاز المركزي للإحصاء، نشرة التكوين الرأسمالي للأنشطة، أعداد متفرقة من 1990-1999 و2000-2016م.

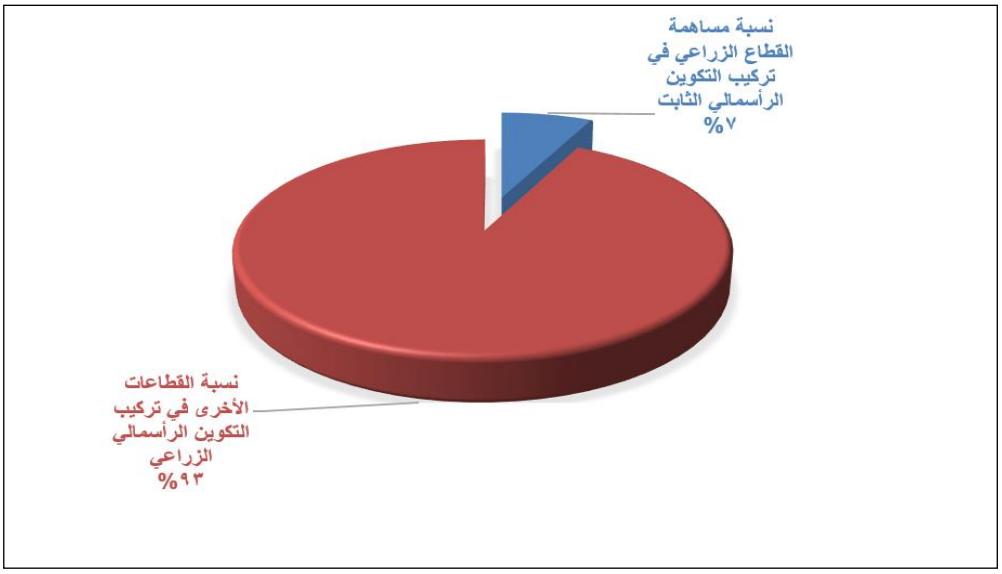
ISSN : 2410-1818

شكل (3): مقدار مساهمة القطاعات في تركيب التكوين الرأسمالي الثابت خلال الفترة 1990-2013م.



المصدر: بيانات الجدول رقم (2)..

الشكل (4): نسبة مساهمة قطاع الزراعة والقطاعات الاقتصادية الأخرى في تركيب التكوين الرأسمالي الثابت.



المصدر: بيانات الجدول رقم (2).

ISSN : 2410-1818

نلاحظ من خلال الشكل رقم (4) تدني نسبة الاستثمارات الموجهة نحو القطاع الزراعي والبالغة 7% مقارنة مع نسبة الاستثمارات الموجهة نحو القطاعات الاقتصادية الأخرى البالغة 93% .

4. التحليل الإحصائي لمتغيرات الدراسة

اولا: بناء النموذج Error Correction Model ECM

عند تحليل السلاسل الزمنية بواسطة نموذج تصحيح الخطأ فإنه يتطلب أربع خطوات أولية هي:

1.اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (Testing Stationarity of Time Series).

2.تحديد عدد مدد الإبطاء الزمني التي ستعتمد في النموذج(Selection the lag length) .

3.اختبار التكامل المشترك (Co-integration Test).

4.دراسة العلاقة السببية بين المتغيرات (Causality Test).

1. اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (Testing Stationarity of Time Series)

عند دراسة السلاسل الزمنية يلاحظ وجود اتجاهات عشوائية (Stochastic Trends) معنوية تجعل السلسلة غير مستقرة، ولغرض إجراء عملية التحليل فإنه يتطلب معالجتها بتحويلها إلى سلسلة مستقرة، وذلك من خلال إيجاد الفرق الأول (First Difference) أو الفروقات من الرتبة الأعلى وحسب طبيعة السلسلة ومدى استجابتها لهذا التحويل. ويعتبر شرط السكون أساساً لدراسة وتحليل السلاسل الزمنية للوصول إلى نتائج سليمة ومنطقية، وتعتبر السلسلة الزمنية (Y_t) ساكنة Stationery إذا تحققت الخصائص التالية:

1.ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(Y_t) = M_y$.

2.ثبات التباين Variance عبر الزمن

$\sigma^2 = Var\ (X_t) = E(y_t - \mu)^2$.

3.أن يكون covariance بين قيمتين لنفس المتغير معتمداً على الفجوة الزمنية k بين القيمتين Y_t و Y_{t-1} وليس القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير.

$$y_k = cov(y_{t,}y_{1+k}) = E(y_t - M_y)(y_{1+k} - \mu)$$

حيث أن الوسط الحسابي μ والتباين σ^2 ومعامل التغاير Y_k ثوابت.

وهناك عدد من الطرق المستخدمة في اختبار صفة السكون تتمثل في:

1.دالة الارتباط الذاتي (Autocorrelation).

2.اختبار جذر الوحدة لديكي فولر ((Dickey and Fuller (1979).

3.اختبار جذر الوحدة لديكي فولر المطور ((Augmented Dickey and Fuller(1981).

4.اختبار فيلبس – بيرون ((Phillips – Perron (1988)) .

ISSN : 2410-1818

5.اختبار (Kwiatkowski , Phillips, Schmidt and Shin (KPSS,1992))

- ومن أجل الحكم على استقرارية السلسة فإنه يتم عادة استخدام اختبار ديكي فولر المطور(ADF) واختبار KPSS والذي سيستخدم في هذا البحث.

اختبار ديكي فولر المطور (ADF) Augmented Dickey and Fuller

يعد اختبار ديكي فولر المطور نسخة مطورة من اختبار ديكي فولر Dickey and Fuller (1979) ويستخدم في نماذج السلاسل الزمنية المعقدة والكبيرة، وفي عام (1981) طور كل من ديكي وفولر ثلاث معادلات انحدار مختلفة لاختبار وجود جذور الوحدة، وسميت هذه المعادلات باختبار ديكي فولر المطور. وتحتوي معادلة الانحدار الأولى على الحد الثابت والاتجاه العام، في حين تحتوي المعادلة الثانية على الحد الثابت فقط، أما المعادلة الثالثة فهي بدون الحد الثابت و بدون الاتجاه العام Endres ((Walter(1995), وإن حدود الخطأ في المعادلات الثلاث هي تشويش أبيض بتباين متساوٍ، ولغرض إجراء اختبار جذور الوحدة فإنه يستلزم تقدير واحدة أو أكثر من هذه المعادلات باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) .

ولتقدير معاملات النماذج الثلاثة السابقة نقارن قيمة إحصائية (T) المقدرة للمعلمة مع القيمة الجدولية ل (D&F) والمطورة بواسطة Mackinnon.

بحيث تنص الفرضية على مايلي: يوجد جذر وحده (فرضية عدم الاستقرار) $H_0 : (Ø = 1)$

لا يوجد جذر وحدة (فرضية الاستقرارية) $H_1 : (Ø \neq 1)$

فإذا كانت قيمة (T-statistic) المحسوبة أقل من قيمة (T-statistic) الجدولية فنقبل فرض العدم بوجود جذر وحدة، وأن السلسلة غير مستقرة ونرفض الفرض البديل. وإذا كانت قيمة (T-statistic) المحسوبة أكبر من (T-statistic) الجدولية فنقبل الفرض البديل، ونرفض الفرض العدم، يعني عدم وجود جذر وحدة وإن السلسلة مستقرة.

كما يمكن أن نحكم على أن هناك جذر وحدة أم لا بواسطة القيمة الحرجة (Prob) عند مستوى معنوية 1٪ أو 5٪ أو10٪على حسب مستوى المعنوية قيد الدراسة، فإذا كانت القيمة الحرجة(Prob) أكبر من 1٪ أو 5٪ أو 10٪ فنقبل الفرض الصفري ونرفض الفرض البديل وإذا كانت القيمة الحرجة(Prob) أقل من 1٪ أو 5٪ أو 10٪ فنرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل.

ISSN : 2410-1818

2. تحديد عدد مدة الإبطاء الزمني التي ستعتمد في النموذج (Selection the lag length)

عندما قدم Simsنموذجه لم يعطِ أي تحديد فيما يتعلق بطول مدة التباطؤ الزمني التي يمكن تطبيقها على متغيرات النظام، من أجل تجنب الحكم الشخصي فيما يتعلق بطول مدة التباطؤ الزمني واقترحت عدة معايير كمية يمكن الاستعانة بها وهي كالتالي:

- معيار خطأ التنبؤ النهائي FPEC (Final Predictor Error Criterion)

وهو يعطى بالعلاقة الآتية:

$$FPE = \left(\frac{N+P-n}{n-P.n}\right).det\Omega(p) \qquad (23)$$

حيث أن:

Ω: مصفوفة التباينات و التغايرات المقدرة للبواقي.

n: عدد المتغيرات الداخلية.

N: عدد المشاهدات الكلية.

نحسب FPE المتعلقة بالقيم المتتالية لPحتى $K = \frac{N}{10}$على الأكثر ومن ثم تحديد قيمة FPE الأصغر وأخذ عدد مدة التباطؤ الزمني منها أي:

$$FPE(P_O) = \underset{p=1}{\overset{k}{Min}} FPE(P) \qquad (24)$$

- معيار المعلومات AIC (Akaike Information Criterion)

وهو يحسب بالعلاقة الآتية:

$$AIC(P) = Log\big(det\Omega(p)\big) + 2\left(\frac{n^2p}{N}\right) \qquad (25)$$

ثم نأخذ عدد مدة الإبطاء الزمني كالتالي:

$$AIC(P_O) = \underset{p=1}{\overset{k}{Min}} AIC\ (P) \qquad (26)$$

- معيار المعلومات البايزية BIC (Bayesian Information Criterion)

يحسب من العلاقة الآتية:

$$\mathrm{BIC(P)} = \mathrm{Log\big(det\Omega(p)\big)} + \left(\frac{\mathrm{n^2p.logN}}{\mathrm{N}}\right) \qquad (27)$$

ثم نأخذ عدد مده التباطؤ الزمني بحيث تحقق:

$$BIC(P_O) = \underset{p=1}{\overset{k}{Min}} BIC\ (P) \qquad (28)$$

- معيار المعلومات HQIC (Hannan & Quinn Information Criterion)

ISSN : 2410-1818

$$HQIC(P) = Log\left(det\Omega(p)\right) + \left(2n^2pc\frac{\log .\log N}{N}\right) \quad (29)$$

حيث أن :

C: تمثل مؤشر لقوة المعيار ونعتبره مساوياً 2 في التطبيق العملي.

ثم نأخذ عدد مده التباطؤ الزمني بحيث تحقق:

$$HQIC(P_O) = \underset{p=1}{\overset{k}{Min}} HQIC\ (P) \quad (30)$$

- معيار المعلومات SIC(1978) (Schwarz Information Criterion)

ويعتبر معيار SIC(1978) من أفضل المعايير بحسب العديد من الدراسات لأنه يحتاج إلى عدد أقل من المعلومات ويتناسب مع السلاسل الزمنية القصيرة نسبيا مقارنة بمعيار AIC(1974).والمعايير الأخرى، والذي يحسب بالطريقة التالية:

$$SIC(P) = Log\left(det\Omega(p)\right) + 2\left(\frac{n^2p\ log(N)}{N}\right) \quad (31)$$

ثم نأخذ عدد مدة الإبطاء الزمني كتالي: -

$$SIC(P_O) = \underset{p=1}{\overset{k}{Min}} SIC\ (P) \quad (32)$$

ملاحظة: يمكن أن نحصـــل في التطبيق العملي على نتائج مختلفة من هذه المعايير، في هذه الحالة نختار التباطؤ الزمني الذي حصلنا عليه في العدد الأكبر من المعايير أو نأخذ المتوسط لهذه المعايير.

3. اختبار التكامل المشترك (Co-integration Test)

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صور سلاسل زمنية غير مستقرة، فمن الممكن أن تكون علاقة الانحدار المقدر بينهما عبارة عن علاقة زائفة، وان كانت بعض المؤشرات مثل R^2 وقيم T المحسوبة كبيرة، وذلك بسبب أن التغير في هذه المتغيرات قد يكون راجعاً إلى متغير آخر هو الزمن (t) يؤثر فيها جميعاً ، مما يجعل تغيراتها متصاحبة أي قد تكون العلاقة بينهما علاقة اقتران أو ارتباط وليس علاقة سببية . وعلى الرغم من أن أحد حلول عدم استقراريه السلسلة هو أخذ الفرق الأول لكن إجراء الانحدار للمتغيرات في صورة فروق لكل واحد ليس بالحل المطلوب إذ أن هذا الإجراء قد يؤدي إلى فقدان خصائص المدى الطويل، ونتيجة لذلك ظهرت نتائج تحمل خصائص المدى القصير والمدى الطويل، وتكون هذه النماذج مستقرة حتى وأن كانت المتغيرات في الأصل غير مستقرة وهذه بداية فكرة التكامل المشترك.

إذ يمكن أن يقال أن التكامل المشـــترك يشـــير إلى طريقة الحصـــول على توازن أو علاقة طويلة المدى بين متغيرات غير مســـــــتقرة أو أنها تعني وجود طريقة تعديل تمنع الزيادة في خطأ علاقة المدى الطويل.

ISSN : 2410-1818

وتتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين Y_t و X_t في أنه إذا كانت السلسلتين متكاملتين من نفس الدرجة (d) أي :

$$Y_t \sim I(d)$$
$$X_t \sim I(d)$$

وإذ يوجد علاقة بين هذين المتغيرين مثل :

$$Y_t = B_0 + B_1 + X_t + E_t \qquad (33)$$

وهذه العلاقة متكاملة من الدرجة (b) حيث (b<d) ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين Y_t و X_t من الدرجة (d,b) وتكتب :

$$Y_t , X_t \sim CI\ (d, b)$$

و تسمى الدالة $Y_t = B_0 + B_1 + X_t + E_t$ بدالة انحدار التكامل المشترك.

ويمكن أن تعمم الفكرة على أكثر من متغيرين وفي هذه الحالة فإن شرط تساوي السلاسل في التكامل قد لا تنطبق وإنما يشترط أن تكون درجة تكامل المتغير التابع لا تتجاوز درجة تكامل أي من المتغيرات المستقلة.

وتوجد عدة منهجيات لاختبار وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية من عدمه ومن أهمها:

المنهجية الأولى: اختبار غرانجر (Granger Test):

يذكر(Granger1969) أنه أول من أشار إلى التكامل المشترك إذ عرفه على أنه علاقة توازنية طويلة الأجل ((relationship Stable Long-run equilibrium)) إذ يطلق على السلسلة أنها ذات التكامل (Integrated) من الرتبة (d) إذا استقرت السلسة بعد اخذ (d) من الفروقات.

المنهجية الثانية: اختبار غرانجر وانجل (Engle–Granger):

(Engle–Granger (1987)) إن تحليل التكامل المشترك الذي قدمه غرانجر وأنجل يقوم على أنه إذا كانت بيانات المتغيرين (X_t) و (Y_t) ذات تكامل من نفس الدرجة ((I(d)) وإذا كان بالإمكان توليد تراكيب خطية من سلسلة البواقي $(E_t = Y_t - B - X_t)$ الناتجة من نموذج العلاقة الخطية بين المتغيرين ذات تكامل من الدرجة الصفرية ((I(0)) ، فأن متغيرات النموذج ستكون ذات تكامل من الدرجة نفسها ((I(d)) ، وهذا يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين.

وتعتمد طريقة غرانجر- أنجل على خطوتين وهما:

الخطوة الأولى : تقدير نموذج العلاقة التوازنية على المدى الطويل، ويسمى انحدار التكامل المشترك وسيتم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع، واختبار KPSS لاختبار درجات تكامل المتغيرات، ثم إيجاد البواقي بعد عملية التقدير والتحقق من أن سلسلة هذه البواقي مستقرة.

ISSN : 2410-1818

الخطوة الثانية: تقدير التفاعل الديناميكي للمدى القصـــــــير من خلال إدخال الخطأ (البواقي) ليعكس العلاقة في المدى القصير، أو التذبذب قصير المدى حول اتجاه العلاقة في المدى الطويل. ويتم تقدير هذا النموذج قصـــير المدى باتخاذ انحدار المدى الطويل كمتغير مســـتقل متباطئ لفترة زمنية واحدة، ويرمز له بالرمز((U(-1)، بعض الحالات يرمز له برمز المتغير التابع متباطئ بفترة زمنية واحدة. فهو يبين ســـرعة تصـــحيح الاختلال من فترة إلى فترة أخرى حيث يشـــترط أن يكون معامل تصحيح الخطأ سالبا ومحصورا بين (0 و-1).

ويستخدم حد تصحيح الخطأ (Error Correction Model) الذي تم الحصول عليه من انحدار التكامل المشترك لبناء نموذج تصحيح الخطأ، ولهذا يسمى بنموذج تصحيح الخطأ لأنه يأخذ بعين الاعتبار التفاعل الحركي في المدى القصير والطويل وأساسا ظهور
((U(-1) في المعادلة. وبهذا فأنه في المدى القصير يكون هناك تصحيح جزئي من هذا الاختلال.

المنهجية الثالثة: اختبار جوهانسن و جيسليس (Johansen and Juselius Test):

(Johansen and Juselius,1988;1992) يتفوق هـذا الاختبـار على اختبـار غرانجر وأنجـل للتكامل المشـترك السـابق، نظراً لأنه يتناسـب مع العينات صـغيرة الحجم كما في عينات الدراسـة الحالية، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشـف عما إذا كان هناك تكاملاً مشـتركاً فريداً، أي يتحقق التكامل المشـترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المسـتقلة، وهذا له أهميته في نظرية التكامل المشـترك، حيث تشـير إلى أنه في حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد، فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تظل مثاراً للشك والتساؤل.

ســـنحاول في هذا الجزء تحليل العلاقة الاقتصـــادية بين المؤشـــرين: إجمالي الناتج المحلي (GDP)، وإجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي (GACF) في اليمن، ودراســـــة علاقة التأثير فيما بينهما، واستخدمت الدراسة منهج التحليل الحديث للسلاسل الزمنية ودراسة السببية.

4. الدراسة التطبيقية

1. اختبار جذر الوحدة (unit root test):

إن دراسة العلاقة التوازنية في المدى الطويل تصطدم بمشكلة عدم الاستقرار الموجود في أغلب السلاسل الزمنية، واستقرار السلاسل الزمنية يتطلّب تذبذب مشاهدات السلسلة الزمنية بصورة عشوائية حول متوسط وتباين ثابتين، أي أن المتوسط والتباين لقيم السلسلة لا يعتمدان على الزمن. يؤدي عدم استقرار السلاسل الزمنية في الكثير من الأحيان، إلى انحدار زائف بين المتغيرات الاقتصادية (Granger and Newbold, 1974)، أي أن المتغيرات تفقد جزءاً كبيراً من المعلومات المرتبطة بسلوكها في المدى الطويل على الرغم من عودة المتغيرات إلى الاستقرار بفعل عامل المفاضلة، فعلى

ISSN : 2410-1818

سبيل المثال قام (Granger and Newbold, 1974) بتوليد سلاسل عشوائية، ثم أجرى تحليل الانحدار بين سلسلتين، حيث توصل إلى رفض الفرضية الصفرية للمعالم المقدرة، وبصورة متكررة جداً، على الرغم من أن المتغيرات في معادلة الانحدار كانت مستقلة، كما أن هناك ارتباطاً ذاتياً موجباً وقوياً للبواقي (الخطأ) مما يشير إلى وجود علاقة قوية بين المتغيرات، إلا أن تلك العلاقة ربما تكون زائفة.

تم الحصول على سلسلتين زمنيتين تمتدان من عام 1990-2013م لإجمالي الناتج المحلي (GDP)، وإجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي(GACF) في اليمن، مقدرة بملايين الريالات اليمنية بأسعار عام 2000 الثابتة كما يبين الجدول رقم (3):

الجدول رقم (3) يوضح إجمالي الناتج المحلي الحقيقي وإجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي في الجمهورية اليمنية

خلال الفترة 1990-2013م.

(2000=100)

م	السنوات	الناتج المحلي الإجمالي(GDP) مليون ريال	التكوين الرأسمالي الزراعي(GACF) مليون ريال
1	1990	1100646	2024
2	1991	1150449	2814
3	1992	1146431	5124
4	1993	1190847	5591
5	1994	1310021	7825
6	1995	1372965	14266
7	1996	1395664	21222
8	1997	1455320	25280
9	1998	1527943	26125
10	1999	1617914	28129
11	2000	1756999	43949
12	2001	1861247	49229
13	2002	1955144	48429
14	2003	2067701	58439
15	2004	2163551	63449
17	2005	2274736	59609
18	2006	2380299	74705
19	2007	2463015	106288

ISSN : 2410-1818

20	2008	2561890	109777
21	2009	2667820	141580
22	2010	2756324	173030
23	2011	2340439	147906
24	2012	2391614	171504
25	2013	2477473	154295
	2014	2416631	172325
	2015	2449425	165428
	2016	2673211	176543

المصدر: الجمهورية اليمنية، وزارة التخطيط والتعاون الدولي، الجهاز المركزي للإحصاء، كتاب الإحصاء السنوي للأعوام 1995-2017.

تشير نتائج اختبار ADF المطور للسلاسل الزمنية الواردة في الجدول رقم (4) إلى أن المتغيرات قيد الدراسة جميعها غير مستقرة(non-stationary) عند المستوى(Level) حيث أن قيم T-statistic المحسوبة لاختبار ADF أصغر من قيم T-statistic الجدولية عند مستوى معنوية 5٪، كما أن قيم (DW)و(F) جميعها ليست بالمستوى الإحصائي المقبول، وتستقر السلاسل الزمنية لكلا من GDP & GACF عند اختبار سكون الفرق الأول (first difference) حيث أن قيم T-statistic المحسوبة لاختبار ADF أكبر من قيم T-statistic الجدولية عند مستوى معنوية 5٪، كما أن قيم (DW) و(F) جميعها مقبولة إحصائيا. وبمأن جميع المتغيرات قيد الدراسة مستقرة عند الفرق الأول، فهذا يعني أنها متكاملة (cointegration) من الدرجة الأولى I(1) ويتم توضيح ذلك كتالي:

1.عند مقارنة قيم T-statistic المحسوبة للمتغير GDP مع قيم T-statistic الجدولية عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن:

1.1 عند وجود قاطع فإن قيمه T-statistic المحسوبة والتي تساوي 0.994011 أقل من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 2.998064.(ملحق رقم 1)

2.1 عند وجود قاطع ومتجه زمني فإن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 1.260889 أقل من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 3.622033.(ملحق رقم 2)

3.1 بدون متجه زمني فأن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 0.173410 أقل من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 1.956406.(ملحق رقم 3)

وعليه نقبل الفرضية الصفرية (فرض العدمH_0) التي تنص على وجود جذر وحدة، وبأن السلسلة الزمنية غير مستقرة أي أنها غير معنوية إحصائياً، ونرفض الفرضية البديلة (الفرض البديل H_1) والتي تنص على عدم وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية مستقرة.

ISSN : 2410-1818

2.عند مقارنة قيم T-statistic المحسوبة للمتغير GACF مع قيم T-statistic الجدولية عند مستوى معنوية 5% نلاحظ:

1.2 عند وجود قاطع فإن قيمه T-statistic المحسوبة والتي تساوي 0.111249 أقل من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 2.998064.(ملحق رقم 4)

2.2 عند وجود قاطع ومتجه زمني فإن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 0.025337 أقل من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 3.622033. (ملحق رقم 5)

3.2 بدون متجه زمني فإن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 0.423546 أقل من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 1.956406. (ملحق رقم 6)

وعليه نقبل الفرضية الصفرية (فرض العدمH_0) التي تنص على وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية غير مستقرة أي أنها غير معنوية إحصائياً، ونرفض الفرضية البديلة (الفرض البديل H_1) والتي تنص على عدم وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية مستقرة.

ومن أجل الحصول على سلاسل زمنية مستقرة تم اختبار مرشح الفرق الأول (first difference) فنلاحظ أن قيم T-statistic المحسوبة لاختبار ADF أكبر من قيم T-statistic الجدولية عند جميع المستويات مما يدل على استقرار السلسلتين عند الفرق الأول.

1.عند مقارنة قيم T-statistic المحسوبة للمتغير GDP مع قيم T-statistic الجدولية عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ:

1.1عند وجود قاطع فإن قيمه T-statistic المحسوبة والتي تساوي 4.268431 أكبر من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي3.004861. (ملحق رقم 7)

2.1عند وجود قاطع ومتجه زمني فإن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 3.710910 أكبر من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 3.673616. (ملحق رقم 8)

3.1 بدون متجه زمني فإن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 2.195288 أكبر من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 1.957204. (ملحق رقم 9)

2.عند مقارنة قيم T-statistic المحسوبة للمتغير GACFمع قيم T-statistic الجدولية عند مستوى معنوية 5% نلاحظ:

1.2 عند وجود قاطع فإن قيمه T-statistic المحسوبة والتي تساوي 4.246152 أكبر من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 3.004861. (ملحق رقم 10)

2.2عند وجود قاطع ومتجه زمني فإن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 4.430097 أكبر من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 3.673616. (ملحق رقم 11)

ISSN : 2410-1818

3.2 بدون متجه زمني فإن قيمة T-statistic المحسوبة والتي تساوي 4.018855 أكبر من قيمة T-statistic الجدولية والتي تساوي 1.957204. (ملحق رقم 12)

وعليه نرفض الفرضية الصفرية (فرض العدمH_0) التي تنص على وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية غير مستقرة أي أنها غير معنوية إحصائياً، ونقبل الفرضية البديلة (الفرض البديل H_1) والتي تنص على عدم وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية مستقرة أي أنها معنوية إحصائياً.

جدول (4): اختبار ADF للسلسلتين.

المتغير	المستوى Level			الفرق الأول first difference			القرار
	قاطع Intercept	متجه زمني وقاطع Trend & intercept	بدون متجه زمني None	قاطع Intercept	متجه زمني وقاطع Trend & intercept	بدون متجه زمني None	
GDP	0.994011	1.260889	0.173410	4.268431	3.710910	2.195288	ساكنة عند 1(1)
GACF	0.111249	0,025337	0.423546	4.246152	4.430097	4.018855	ساكنه عند 1(1)
القيمة الحرجة 1%	3.752946	4.416345	2. 669359	3.769597	4.440739	2.674290	
القيمة الحرجة 5%	2.998064	3.622033	1.956406	3.004861	3.632896	1.957204	
القيمة الحرجة 10%	2.638752	3.248592	1.608495	2.642242	3.254671	1.608175	

المصدر: حسابات برنامج Eviews7 .

كما تشير نتائج P.P إلى أن المتغيرات قيد الدراسة جميعها غير مستقرة(non-stationary) عند المستوى(Level) حيث أن قيم Adj. t-Stat المحسوبة لاختبار P.P أكبر من قيم Adj. t-Stat الجدولية عند مستوى معنوية 5%، كما أن قيم (DW)و(F) جميعها ليست بالمستوى الإحصائي المقبول، وتستقر السلاسل الزمنية لكلاً من GDP&GACF عند اختبار سكون الفرق الأول (first difference) حيث أن قيم Adj. t-Stat المحسوبة لاختبارP.P أكبر من قيم Adj. t-Stat الجدولية عند مستوى معنوية 5%، كما أن قيم (DW)و(F) جميعها مقبولة إحصائياً. وبما أن جميع المتغيرات قيد الدراسة مستقرة عند الفرق الأول، فهذا يعني أنها متكاملة (cointegration) من الدرجة الأولى I(1) ، والجدول التالي يوضح ذلك:

ISSN : 2410-1818

جدول (5): اختبار P.P للسلسلتين.

المتغير		المستوى Level			الفرق الأول first difference			القرار
		قاطع Intercept	متجه زمني وقاطع Trend & intercept	بدون متجه زمني None	قاطع Intercept	متجه زمني وقاطع Trend & intercept	بدون متجه زمني None	
GDP		0.993162	1.434262	0.173410	4.268745	4.260173	3.458052	ساكنة عند 1(1)
GACF		0.024871	2.104151	1.956776	5.613641	5.723341	4.434461	ساكنه عند 1(1)
القيمة الحرجة	1%	3.752946	4.416345	2.669359	3.769597	4.440739	2.674290	
	5%	2.998064	3.622033	1.956406	3.004861	3.632896	1.957204	
	10%	2.638752	3.248592	1.608495	2.642242	3.254671	1.608175	

المصدر: حسابات برنامج Eviews7 .

وتشير نتائج KPSS إلى أن المتغيرات قيد الدراسة جميعها غير مستقرة(non-stationary) عند المستوى(Level) حيث أن قيم LM-Stat المحسوبة لاختبار KPSS أكبر من قيم LM-Stat الجدولية عند مستوى معنوية 5%، كما أن قيم (DW)و(F) جميعها ليست بالمستوى الإحصائي المقبول، وتستقر السلاسل الزمنية لكلا من GDP&GACF عند اختبار سكون الفرق الأول (first difference) حيث أن قيم LM-Stat المحسوبة لاختبار KPSS أكبر من قيم LM-Stat الجدولية عند مستوى معنوية 5%، كما أن قيم (DW)و(F) جميعها مقبولة إحصائياً. وبما أن جميع المتغيرات قيد الدراسة مستقرة عند الفرق الأول، فهذا يعني أنها متكاملة (cointegration) من الدرجة الأولى I(1) ويتم توضيح ذلك كالتالي:

1. عند مقارنة قيم LM-Stat المحسوبة للمتغير GDP مع قيم LM-Stat الجدولية عند مستوى معنوية 5% نلاحظ:

عند وجود قاطع فإن قيمه LM-Stat المحسوبة والتي تساوي 0.668184 أكبر من قيمة LM-Stat الجدولية والتي تساوي 0.463000. (ملحق رقم 13)

ISSN : 2410-1818

وعليه نقبل الفرضية الصفرية (فرض العدمH_0) التي تنص على أن السلسلة الزمنية غير مستقرة أي أنها غير معنوية إحصـــائياً، ونرفض الفرضـــية البديلة (الفرض البديل H_1) والتي تنص على عدم وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية مستقرة.

2.عند مقارنة قيم LM-Stat المحســـوبة للمتغير GACFمع قيم LM-Stat الجدولية عند مســـتوى معنوية 5% نلاحظ:

عند وجود قاطع فإن قيمه LM-Stat المحســوبة والتي تســاوي 0.651525 أكبر من قيمة LM-Stat الجدولية والتي تساوي 0.463000. (ملحق رقم 15)

وعليه نقبل الفرضية الصفرية (فرض العدمH_0) التي تنص على أن السلسة الزمنية غير مستقرة أي أنها غير معنوية إحصـــائياً، ونرفض الفرضـــية البديلة (الفرض البديل H_1) والتي تنص على عدم وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية مستقرة.

ومن أجل الحصول على سلاسل زمنية مستقرة تم اختبار مرشح الفرق الأول (first difference) فنلاحظ أن قيم T-statistic المحســوبة لاختبار ADF أكبر من قيم T-statistic الجدولية عند جميع المستويات مما يدل على استقرار السلسلتين عند الفرق الأول.

1.عند مقارنة قيم LM-Stat المحسوبة للمتغير GDP مع قيم LM-Stat الجدولية عند مستوى معنوية 5% نلاحظ:

عند وجود قاطع فإن قيمه LM-Stat المحســـوبة والتي تســـاوي 0.157478 أقل من قيمة LM-Stat الجدولية والتي تساوي 0.463000. (ملحق رقم 14)

وعليه نرفض الفرضية الصفرية (فرض العدمH_0) التي تنص على وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية غير مستقرة أي أنها غير معنوية إحصائياً، ونقبل الفرضية البديلة (الفرض البديل H_1) والتي تنص على عدم وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية مستقرة أي أنها معنوية إحصائياً.

2.عند مقارنة قيم LM-Stat المحســـوبة للمتغير GACFمع قيم LM-Stat الجدولية عند مســـتوى معنوية 5%، نلاحظ:

عند وجود قاطع فإن قيمه LM-Stat المحسوبة والتي تساوي 0.140046أقل من قيمة LM-Stat الجدولية والتي تساوي 0.463000. (ملحق رقم 16)

وعليه نرفض الفرضية الصفرية (فرض العدمH_0) التي تنص على وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية غير مستقرة أي أنها غير معنوية إحصائياً، ونقبل الفرضية البديلة (الفرض البديل H_1) والتي تنص على عدم وجود جذر وحدة وبأن السلسلة الزمنية مستقرة أي أنها معنوية إحصائياً.

ISSN : 2410-1818

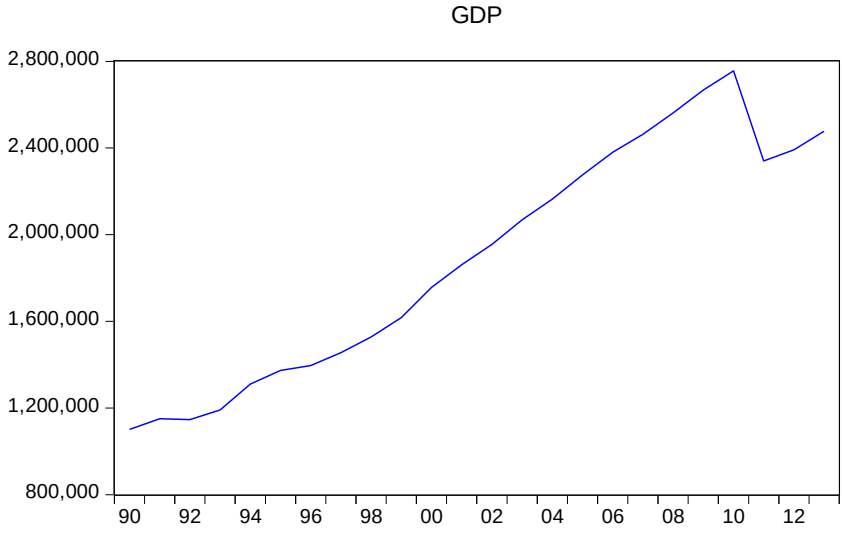
جدول (6): اختبار KPSS للسلسلتين

المتغير		المستوى Level	الفرق الأول first difference	القرار
		قاطع Intercept	قاطع Intercept	
GDP		0.668184	0.157478	ساكنة عند 1(1)
GACF		0.651525	0.140046	ساكنه عند 1(1)
القيمة الحرجة	1%	0.739000	0.739000	
	5%	0.463000	0.463000	
	10%	0.347000	0.347000	

المصدر: حسابات برنامج Eviews7 .

من خلال الجدول نلاحظ أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة غير مستقرة عند المستوى كما هو موضح في الشكل رقم (5) والشكل رقم (6). وأنها مستقرة عند الفرق الأول، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى 1(1) كما هو موضح في الشكل رقم (14) والشكل رقم(15).

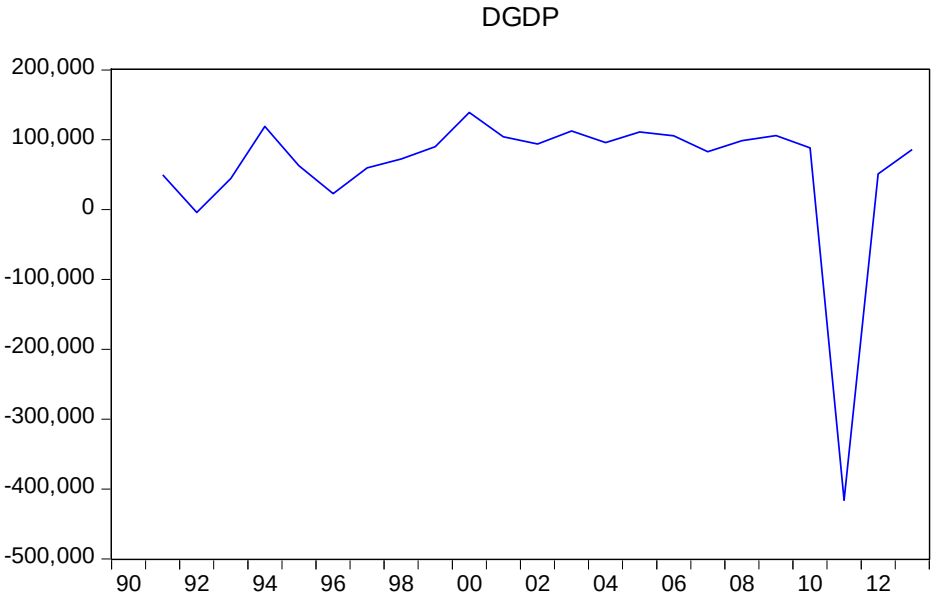
شكل (5): عدم استقراريه سلسلة الناتج المحلي الإجمالي عند المستوى خلال الفترة 1990 -2013م.



المصدر: بيانات الجدول رقم (8) لسلسة الناتج المحلي الإجمالي.

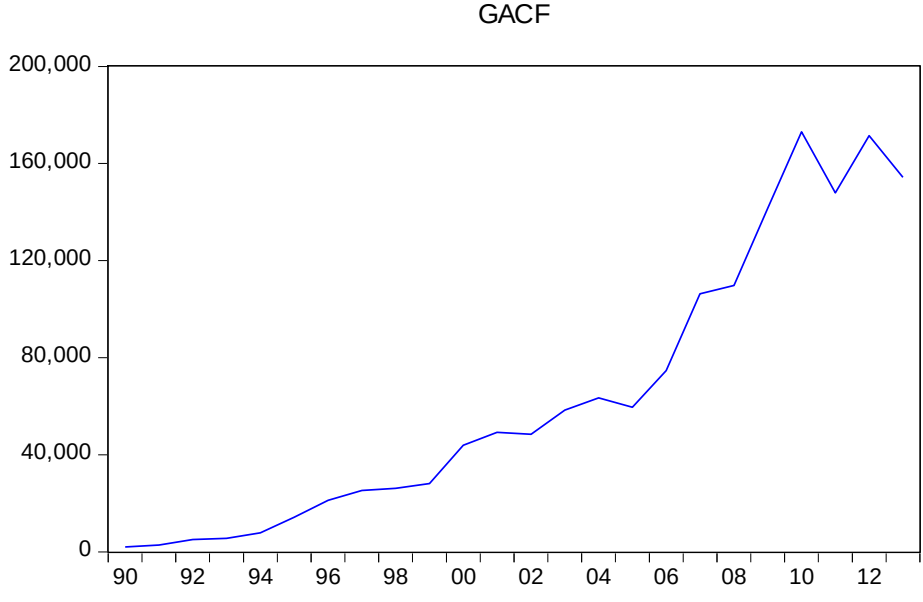
ISSN : 2410-1818

شكل 6: استقراريه السلسلة الزمنية للناتج المحلي الإجمالي بعد اخذ الفروق الأول.



المصدر: بيانات الجدول رقم (8) لسلسة الناتج المحلي الإجمالي.

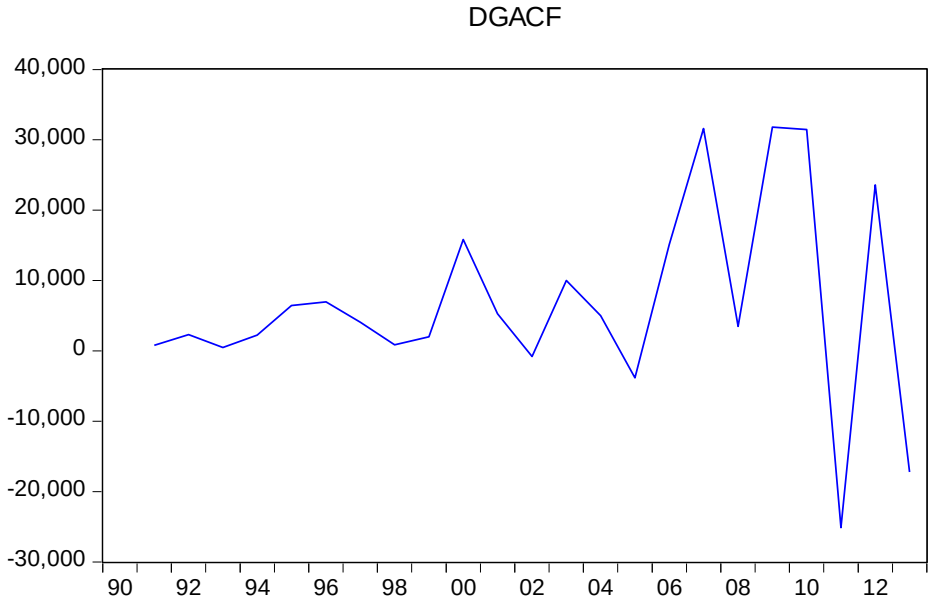
شكل(6): عدم استقراريه التكوين الرأسمالي الزراعي عند المستوى خلال الأعوام 1995-2013م.



المصدر: بيانات الجدول رقم (8) لسلسة الناتج المحلي الإجمالي.

ISSN : 2410-1818

شكل 7: استقراريه السلسة الزمنية للتكوين الرأسمالي الزراعي بعد اخذ الفروق الثاني.



المصدر: أعداد الباحثة بالاعتماد على بيانات الجدول رقم (8) لسلسة الناتج المحلي الإجمالي.

2. تحديد عدد فترات الإبطاء الزمني التي ستُعَتمد في النموذج(Selection the lag length) .

تعد مرحلة اختيار عدد فترات الإبطاء في النموذج من أهم المراحل لأنها تؤثر بالدرجة الأولى على نتائج التقديرات هذا من جهة، ومن جهة أخرى يستحسن تحديد فترات الإبطاء إلى أقل ما يمكن في حالة عينات صغيرة كحالة دراستنا هذه. اختيار قيمة التباطؤ الزمني عند أقل قيمة لمقياس Akaike (AIC)، Schwarz(SC). يعتبر مقياس Akaike و Schwarz الأكثر شيوعاً واستخداماً لمثل هذا النوع من الاختبارات لاسيما في حال صغر حجم العينة، لذلك تم الاعتماد عليه في هذه الدراسة، والتي تشير في الجدول رقم (12) بضرورة أخذ فجوة زمنية بالنسبة لمعيار Schwarz وثلاث فجوات زمنية بالنسبة لمعيار Akaike .

ISSN : 2410-1818

جدول (7): معايير تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني

SC	AIC	Lag
48.10298*	48.00341	0
48.40542	48.10670	1
48.29436	47.79649	2
48.26784	47.57083*	3

المصدر: حسابات برنامج Eviews7 .

من خلال الجدول نلاحظ أن القيمة المقابلة لفترة إبطاء من الدرجة الأولى أقل من القيمة المقابلة لفترة إبطاء من الدرجة الثانية والدرجة الثالثة بالنسبة لمعيارSchwarz ، بينما معيار AIC يؤكد العكس فأن القيمة المقابلة لفترة إبطاء من الدرجة الثالثة أقل من القيمة المقابلة لفترة إبطاء من الدرجة الأولى والدرجة الثانية، ومن خلال مقارنة النتائج باستخدام فجوة واحدة وثلاث فجوات، وجد أن أفضل النتائج عند ثلاث فجوات كما يشير معيار AIC. ومن هنا نستنتج أن النموذج ذو ثلاث فترات إبطاء.

3. اختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ:

وتماشياً مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، والتي أصبح لها الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية المبنية على سلاسل زمنية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فقد تم استخدام طرق تحليل غير تقليدية بعيداً عن اختبار المربعات الصغرى، بشكل أساسي على اختبار جوهانسون للتكامل المشترك (Johansen co-integration test) ومعامل تصحيح الخطأ (vector error correction model). كما استخدم اختبار غرانجر للسببية من أجل تحليل اتجاه العلاقة بين (الناتج المحلي الإجمالي – إجمالي التكوين الرأسمالي الزراعي).

1.3 اختبار التكامل المشترك لجوهانسن (Johansen and Juselius Test).

كما ذكر سابقاً، فإنه في حالة تبين أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، فإن طريقة المربعات الصغرى تصبح غير ملائمة لاختبار وجود علاقة في المدى الطويل بين المتغيرات، وذلك لأن مثل هذا النوع من الاختبارات بين المتغيرات غير المستقرة يؤدي إلى علاقة زائفة، وفي ضوء ذلك يشير (Engle and Granger 1987,) إلى أنه في حال أن المتغيرات غير مستقرة عند المستوى، أي ساكنة عند الفرق الأول، فقد يكون هناك علاقة تكاملية فيما بينها، لذلك يستخدم تحليل التكامل المشترك من أجل التوصل إلى العلاقة الحقيقية بين متغيرين أو أكثر، من خلال البحث عن متجه التكامل بينهما. إن عدم وجود علاقة في المدى الطويل بين المتغيرات يشير إلى أنها ستتحرك باتجاهات مختلفة، ولا ضمانة لوجود توازن فيما بينها. يتفوق اختبار جوهانسون للتكامل المشترك (Johansen, 1988 1991 و

ISSN : 2410-1818

(Johansen- Juselius, 1990 على الاختبارات الأخرى، كاختبار انجل وغرانجر، واختبار دربن واتسون لاسيما عند وجود عينات صغيرة الحجم، وفي حال وجود أكثر من متغيرين فإن من أهم مزايا اختبار جوهانسون قدرته على الكشف إذا ما كان هناك تكامل مشترك فريد، أي أن التكامل المشترك هو نتيجة انحدار المتغيرات التابعة على المتغير المستقل.

وباستعراض بيانات الجدول رقم(13) يتبين وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، حيث يتضح من نتائج اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى رفض الفرضية الصفرية(r=0) مقابل الفرضية البديلة المتمثلة في (r=1) حول عدم وجود التكامل المشترك بين المتغيرات عند مستوى معنوية 5%، حيث أن القيم المحسوبة لاختبار الأثر والتي تساوي(25.38902) أكبر من القيم الجدولية والتي تساوي (15.49471) عند مستوى معنوية 5%.

وبالتالي فإن اختبار (λ_{Trace}) الأثر يبين رفض الفرضية الصفرية والتي تنص على عدم وجود أي متجه للتكامل المشترك عند مستوى معنوية 5%، ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود متجه مشترك واحد على الأقل للعلاقة بين المتغيرات محل الدراسة.

كما تشير النتائج أن القيم المحسوبة لاختبار القيمة الذاتية العظمى (λ_{max}) والتي تساوي (22.97198) أكبر من القيم الجدولية والتي تساوي (15.49471) عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي رفض الفرضية الصفرية والتي تنص على وجود متجه واحد للتكامل المشترك عند مستوى معنوية 5٪، ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك. (انظر الملحق رقم 31)

جدول (8): نتائج اختبارات جوهانسن للتكامل المشترك

الفرضيات		اختبار λ_{Trace}	اختبار λ_{max}	Critical Value	p-value	Eigenvalue
H_0	H_1					
R=0	R=1	25.38902	22.97198	15.49471	0.0013	0.701520
R≤1	R=2	2.269621	2.269621	3.841466	0.1319	0.112595

المصدر: حسابات برنامج Eviews7 .

تشير نتائج الجدول (8) إلى وجود معادلة أو متجه واحد للتكامل المشترك بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الرأسمالي الزراعي عند مستوى دلالة 5% باستخدام كل من فحص الأثر وفحص المتجهات الكامنة العظمى، هذا يعني أنه من الممكن أن تكون هناك توليفة خطية ساكنة وطويلة الأجل بين GDP وGACF.

ISSN : 2410-1818

2.3 نموذج تصحيح متجهات الخطأ (vector error correction model(VECM)):

إن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات، يعني إمكانية تصميم نموذج متجه انحدار ذاتي (Vector Autoregressive Model(VAR)) على هيئة فروق أولى للمتغير مع إضافة فجوة زمنية متباطئة، لذلك استخدمت هذه الدراسة نموذج تصحيح متجهات الخطأ بوصفه إحدى التقنيات الإحصائية الحديثة في تحليل سرعة التكيف والتلاؤم للمتغيرات عبر الزمن.

يفترض نموذج تصحيح الخطأ في هذه الدراسة على وجود نوعين من العلاقات بين الناتج المحلي الإجمالي كمتغير تابع والمتغير التفسيري التكوين الرأسمالي الزراعي.

1.علاقة توازنية على المدى الطويل، وتقاس هذه العلاقة بمقياس مستوى متغيرات النموذج.

2.علاقة قصيرة المدى، وهي تمثل العلاقة الآنية أو المباشرة التي تظهر بينGDP وGACF في كل فترة زمنية، ويتم قياسها من خلال التغيرات فيما بينها في كل فترة. إن نموذج متجه تصحيح الخطأ في دراستنا هذه، يحتوي على متغيرين، وهما الناتج المحلي الإجمالي (GDP) كمتغير تابع، والتكوين الرأسمالي الزراعي(GACF) كمتغير مستقل، لذلك من المتوقع أن يكون لدينا معادلتين، بحيث سيظهر كل متغير من المتغيرات السابقة كمتغير تابع (endogenous variable) أي أنه يظهر كمتغير تابع تتحدد قيمته بقيم المتغير نفسه في فترات زمنية سابقة وأيضاً القيم المتباطئة للمتغيرات الأخرى، بالإضافة إلى متجه تصحيح الخطأ في فترة زمنية سابقة. من خلال الجدول رقم (9) نلاحظ:

جدول رقم (9) يوضح نتائج نموذج تصحيح الخطأ VECM

Dependent Variable: D(DGDP)				
Method: Least Squares				
Time: 08:2418/03/14Date:				
Sample (adjusted): 1995 2013				
Included observations: 19 after adjustments				
D(DGDP) = C(1)*(DGDP(-1) + 159.299834354*DGACF(-1) - 1454246.33775) + C(2)*D(DGDP(-1)) + C(3)*D(DGDP(-2)) + C(4) *D(DGDP(-3)) + C(5)*D(DGACF(-1)) + C(6)*D(DGACF(-2)) + C(7) *D(DGACF(-3)) + C(8)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.092320	0.018466	-4.999439	0.0004
C(2)	-1.027505	0.203698	-5.044265	0.0004
C(3)	-1.040664	0.252548	-4.120666	0.0017
C(4)	-0.886138	0.465161	-1.905015	0.0832
C(5)	15.74644	3.584858	4.392485	0.0011

ISSN : 2410-1818

C(6)	9.527250	3.070772	3.102558	0.0101
C(7)	11.46281	2.463419	4.653214	0.0007
C(8)	-46052.68	16233.20	-2.836943	0.0162
R-squared	0.910442	Mean dependent var		-1753.421
Adjusted R-squared	0.853451	S.D. dependent var		164329.9
S.E. of regression	62908.34	Akaike info criterion		25.23231
Sum squared resid	4.35E+10	Schwarz criterion		25.62997
Log likelihood	-231.7069	Hannan-Quinn criter.		25.29961
F-statistic	15.97511	Durbin-Watson stat		1.642680
Prob(F-statistic)	0.000060			

المصدر: حسابات برنامج Eviews7 .

ويمكن تبسيط النتائج في شكل معادلة على النحو التالي:

D(DGDP) = -0.09*(DGDP(-1) + 159.3*DGACF(-1) - 1454246.3) - 1.03*D(DGDP(-1)) - 1.04*D(DGDP(-2)) - 0.89*D(DGDP(-3)) + 15.7*D(DGACF(-1)) + 9.52*D(DGACF(-2)) + 11.46*D(DGACF(-3)) - 46052.7

D(DGACF) = - 0.006*(DGDP(-1) + 159.29*DGACF(-1) - 1454246.34) - 0.01*D(DGDP(-1)) + 0.07*D(DGDP(-2)) - 0.01*D(DGDP(-3)) + 0.36*D(DGACF(-1)) + 0.03*D(DGACF(-2)) + 1.09*D(DGACF(-3)) - 1743.25

- يبين الجزء المظلل العلاقة بين المتغيرات (GDP & GACF) في الأجل الطويل، والجزء غير المظلل العلاقة في الأجل القصير بين المتغيرات.
- - أن قيمة معامل التحديد المصحح تساوي 0.85 الأمر الذي يدل على أن المتغير GACF يفسر 85% من تغير GDP وهذا ما يفسر جودة توفيق النموذج.

- أن الدلالة الإحصـــــائية للنموذج ككل معنوية، وذلك من خلال ملاحظة قيمة F-statistic التي تساوي (15.97511) باحتمال P=0.000060، وهو احتمال اقل من 5% مما يجعلنا نرفض الفرضية الصفرية والتي على أن المتغيرات المفسرة لا تفسر النموذج بصفة جيدة ونقبل الفرضية البديلة بأن المتغيرات المفسرة بصفة مجمعة تشرح النموذج بصفة جيدة.

- نلاحظ أن حد الخطأ المقدر سالب الإشارة الجبرية ومعنوي إحصائيا، وهذا يعني أنه توجد فعلا علاقة توازنيه في النموذج في المدى الطويل. وتشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ (-0.09) إلى أن الناتج المحلي الإجمالي يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة تعادل 9%.

ISSN : 2410-1818

وبعبارة أخرى، فإن الناتج المحلي الإجمالي يصحح من اختلال قيمته التوازنية المتبقية من كل فترة ماضية نحو 9%، ومن الممكن تفسير هذا أنه عندما ينحرف الناتج المحلي الإجمالي خلال المدى القصير في الفترة السابقة عن قيمته التوازنية في المدى الطويل، فإنه يتم تصحيح نسبة 9% من هذا الانحراف أو الاختلال في الفترة الحالية. (انظر الملحق رقم 33).

ISSN : 2410-1818

5. الاستنتاجات والتوصيات

من خلال اختبار سكون السلاسل الزمنية من خلال اختبار ADF تم رفض فرضية استقرار السلاسل الزمنية حيث استنتج ان السلسلتان الناتج الاستثماري الزراعي والناتج المحلي الإجمالي غير مستقرتان في المستوى ومن خلال اختبار انجل وجرانجر للتكامل المشترك وجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة

وعند تطبيق نموذج تصحيح الخطأ ECM تم التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة (الإنتاج الزراعي والنمو الاقتصادي)

نلاحظ أن حد الخطأ المقدر سالب الإشارة الجبرية ومعنوي إحصائيا ، وهذا يعني أنه توجد فعلا علاقة توازنيه في النموذج في المدى الطويل. وتشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ (-0.09) إلى أن الناتج المحلي الإجمالي يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة تعادل 9%.

- وجود علاقة سببية متباطئة بين الاستثمارات وإجمالي الناتج المحلي، حيث يوجد علاقة تبادلية (ذات اتجاه واحد) تتجه من إجمالي التكوين الرأسمالي(GACF) إلى الناتج المحلي الإجمالي (GDP).

- أن معلمة المتغير التابع معنوية عند مستوى دلالة 5% المتوقعة ، مما يؤكد وجود آلية تصحيح الخطأ في النموذج.

- وجود أثر معنوي وموجب للتكوين الرأسمالي في الأجلين القصير والطويل وهذا ما يبين ارتباط حجم الناتج المحلي الإجمالي بحجم الاستثمارات الموجهة إلى القطاع الزراعي.

ومن خلال النتائج توصي الدراسة بما يلي:

1- ضرورة الاهتمام بالقطاع الزراعي من خلا ل مضاعفة الاستثمار في هذا القطاع وتخصيص دعم أكبر للبحوث الزراعية من اجل تحفيز الابتكار وإدخال وسائل حديثة في العمليات الإنتاجية .

2- القيام بدراسات وبحوث مشابهة تأخذ بعين الاعتبار العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي والتراكم الرأسمالي الزراعي.

ISSN : 2410-1818

المراجع

المصادر باللغة العربية:

- ✓ رمضان، أحمد - عايد ،عفاف عبد العزيز و ناصف ،إيمان عطية -2004 " مبادئ الاقتصاد الكلي" - الدار الجامعية، .
- ✓ شمعون، أحمد سلامة – 2008: "مبادئ الاقتصاد الكلي"-جامعة الملك خالد.
- ✓ سلامة، أحمد و شيخي، محمد-2013: "اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1870-2011" –مجلة الباحث –جامعة قاصدي مرباح ورقلة – الجزائر، العدد
- ✓ عبودي ،احمد – 2013: "تقدير اثر حجم الصادرات والواردات والاستثمار على النمو الاقتصادي في السودان ،دراسة تحليلية احصائية (1990-2007م)" (ماجستير العلوم بالمقررات والبحث العلمي) جامعة الجزيزة ،السودان.
- ✓ أخبار اقتصادية عن اليمن، على الموقع https://www.assecaa.org/Arabic/Yemen.htm، تاريخ الاطلاع يوم الجمعة الموافق 2018/2/16م.
- ✓ أسامة، وكري، ومدهش نور الدين-2016: " التنبؤ بالناتج المحلي الإجمالي بإستخدام نماذج بوكس جنكيز في الفترة 2016-2025م" - مشروع تخرج لنيل درجة بكالوريوس الشرف في الإحصاء التطبيقي – كلية العوم – جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.
- ✓ عبدالفراج ،آمال عبدالفتاح-2009: " العلاقة بين النمو في معدل الناتج المحلي الإجمالي والتنمية الاجتماعية 1992- 2002 " - بحث تكميلي مقدم إلى جامعة الخرطوم لنيل درجة ماجستير العلوم في التخطيط التنموي، جامعة الخرطوم.
- ✓ بلق ،بشير-2013: "العلاقة بين الاستثمار والادخار في الاقتصاد الليبي للفترة 1970-2005 " –المجلة الجامعة – المجلد 2، العدد15 : ص349-374.
- ✓ رشيد ، بوعافية و سارة ،عزاز-2017: "دور القطاع الفلاحي في تحقيق التنمية الاقتصادية في الجزائر خلال الفترة 1990-2013" – المجلة الجزائرية للاقتصاد والمالية – جامعة البليدة – العدد7: ص251-265.
- ✓ حامد ، جمال – 2003: "أساليب التنبؤ"-العدد الرابع.
- ✓ القلا ،حسن و الشربيني ،عماد الدين-2016: "دراسة اقتصادية لبعض المشروعات الاستثمارية بالقطاع الزراعي " - مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية – جامعة المنصورة – المجلد 7، العدد5: ص589-589.
- ✓ السواعي ،خالد-2012 : Eviews والقياس الاقتصادي- المكتبة الوطنية- عمان(الأردن) – الطبعة الأولى.

ISSN : 2410-1818

- ✓ الجندي ،خزامي-2010: "الاستثمار في الجمهورية العربية السورية" – مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية – جامعة دمشق- المجلد 26، العدد2: ص609 – 649.
- ✓ بشير ،خميرة– 2016: "دراسة قياسية تظهر العلاقة بين الإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي في الجزائر" – مذكرة مقدمة لاستكمال متطلبات شهادة ماستر أكاديمي – كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التيسير- جامعة قاصدي مرباح ورقلة.
- ✓ محمد ،داليا و محمد ،الطيب-2014:" أثر السياسة الضريبية على الناتج المحلي الإجمالي" – مجلة العلوم الاقتصادية – جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا – السودان – المجلد 15، العدد 2: ص1858-6759.
- ✓ دريويش ،دحماني-2013 :"تقييم أثار برامج الاستثمارات العامة وانعكاساتها على التشغيل والاستثمار والنمو الاقتصادي خلال الفترة 2001-2014" – أبحاث المؤتمر الدولي – كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير – جامعة سطيف.
- ✓ ممدوح ،دعاء و ويحيي عبدالرجمن-2014 : "التحليل الاقتصادي القياسي للاستثمار الزراعي في مصر" – المجلة المصرية للبحوث الزراعية – معهد بحوث الاقتصاد الزراعي – مصر – المجلد 92، العدد 3: ص1175-1206.
- ✓ عبادي ،رحيم-2013: " أثر المتغيرات الاقتصادية على الاستثمار المحلي المباشر في الجزائر" مجلة العلوم الإدارية، المجلد 40، العدد2.
- ✓ باسويد ،سالم-2002: "دور تكوين راس المال الثابت في تغيرات هيكل الإنتاج للاقتصاد اليمني خلال المدة 1980-2000" بحث تكميلي لنيل درجة الماجستير في العلوم الاقتصادية -كلية التجارة-جامعة الموصل.
- ✓ محمود ،سامية و بابكر المنصور-2016: " أثر صادرات القطاع الزراعي على الناتج المحلي الإجمالي في السودان خلال الفترة 1995-2014" – مجلة العلوم الاقتصادية – جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا- المجلد 17، العدد1: ص71-89.
- ✓ شعراوي ،سمير مصطفى -2005: مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، مركز النشر العلمي - جامعة الملك عبد العزيز.
- ✓ الحسين ،سوسن علي– 2012: " تقدير دالة الاستثمار في السودان 1980-2011" -بحث تكميلي لنيل درجة الماجستير في الإحصاء التطبيقي – كلية العلوم – جامعه السودان للعلوم والتكنولوجيا.
- ✓ وهيبة ،سويسي-2015: "دور أسعار الفائدة في تشجيع الادخار المحلي في الجزائر خلال الفترة 1990-2012" -بحث تكميلي لنيل درجة الماجستير في العلوم الاقتصادية -كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير- جامعة محمد خيضر.

ISSN : 2410-1818

- ✓ عربش ،شفيق واخرون-2011: " اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية "-مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 33، العدد5.
- ✓ شكر علي-2013:" تحليل اقتصادي لأهم العوامل المؤثرة في التخصيصات الاستثمارية للاستصلاح الزراعي في العراق للمدة (1990-2010)" مجلة ديالى للعلوم الزراعية، العدد 2ص: 264-274.
- ✓ السيد ، عباس– 1981: "استخدام الحسابات القومية في تقدير أثر الاستثمار على الإنتاج القومي" – مجلة دراسات الخليج والجزيرة العربية، العدد 22.
- ✓ نقار، عثمان والعواد، منذر -2012: " استخدام نماذج VARفي التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرسمالي في سوريا " مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، العدد28: ص 337-359.
- ✓ إسحاق، علي-2006: " تقدير دالة الاستثمار في السودان 1960-2005" -بحث تكميلي لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد التطبيقي القياسي، كلية الدراسات العليا، جامعةالسودان للعلوم والتكنولوجيا.
- ✓ يوسف، قصواء احمد-2015: "العلاقة السببية بين الانفاق العام والناتج المحلي الإجمالي في السودان 1984-2013" - بحث تكميلي لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد التطبيقي القياسي، كلية الدراسات العليا، جامعةالسودان للعلوم والتكنولوجيا.
- ✓ المجموعة الإحصائية، الصادرة عن الجهاز المركزي للإحصاء في الجمهورية اليمنية للأعوام:1990-2016.
- ✓ شطا، محمد وموسى، شهيناز– 2014: "تحليل قياسي للاستثمار الفعلي والمستهدف في القطاع الزراعي المصري" – بحث – كلية الزراعة – جامعة المنصورة، وجامعة الفيوم.
- ✓ مفتاح، بوزيد -2014: " أهم العوامل المؤثرة على اتجاهات الاستثمار الإجمال والاستثمار الزراعي في ليبيا" - مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية – جامعة المنصورة – المجلد 5، العدد8: ص1201-1210.
- ✓ الكسواني، ممدوح-2001: "الطلب على النقود في سورية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك" -مجلة جامعة دمشق – جامعة الملك سعود – المجلد 17، العدد 1: 31-47.
- ✓ الخشن ،منال و محمود عبدالطيف-2016: "دراسة تحليلية للاستثمار الزراعي في مصر " – مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية – جامعة المنصورة – المجلد 7، العدد1: ص63-71.
- ✓ مصار، منصف و يسمينة لباني-2016: "العلاقة بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري" – مجلة الباحث -كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير-جامعة الجزائر-العدد 16: ص51-59.

ISSN : 2410-1818

- ✓ مهدي معمورة-2015: "دور الاستثمار في نمو الناتج المحلي الإجمالي في إقليم كوردستان" – مجلة كلية الإدارة والاقتصاد للدراسات الاقتصادية – المجلد204، العدد17: ص142-165.
- ✓ أحمد، نادية و جابر، سناء -2013:" دراسة كفاءة الاستثمار في القطاع الزراعي المصري" – مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية – جامعة المنصورة – مجلد 4، العدد 12: ص2235-2246.
- ✓ نشرة صندوق النقد الدولي- 2014: "كفاءة الاستثمار العام" 17نوفمبر.
- ✓ سليمان، هيفاء-2016: "تحليل العلاقة السببية بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي العراقي للمدة 1980-2010" – مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية – جامعة بغداد – المجلد 19، العدد73: ص280-307.
- ✓ العبد، وائل و الشبراوي، علاءالدين -2014: "دراسة اقتصادية للاستثمارات الزراعية وإنتاجيتها المستهدفة في القطاع الزراعي " – مجلة الاقتصاد الزراعي والعلوم الاجتماعية – جامعة المنصورة – المجلد 5، العدد2: ص171-183.
- ✓ ميلود، وعيل -2014: "المحددات الحديثة للنمو الاقتصادي في الدول العربية وسبل تفعيلها" – أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية -كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر.

ISSN : 2410-1818

المصادر باللغة الانجليزية

- ✓ SIMS C. A. 2004"*Macroeconomics and Reality*". Econometrica,1981, n48: pp 1-48.
- ✓ Zellner, A. and Palm, F. C. "*The Structural Econometric Time Series Analysis Approach*", Cambridge University Press, New York.
- ✓ Dickey D. and Fuller W. 1981 *'The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root*", Econometrica , n49: pp .1057-1072.
- ✓ Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M, 1994"*Multivariate tests for Time Series Models*", SAGE publications, Inc. California.
- ✓ Dickey D. and Fuller W, 1979" *Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root* ", Journal of the American Statistical Association , n74: pp .427-431.
- ✓ BERA, A.K. and Jarque .C.M.(1981), 1981 "*An efficient large Sample test for normality of observations and regression residuals* ", Working paper in Econometrics No 40u,Astralion National university, Canberra.
- ✓ Granger, C.W.J. 1969 "*Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods*" Econometrica, 37, 424-438.
- ✓ Doan, T. A., Litterman, R. B., and Sims, C. A. 1984 "*Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distribtions*", Econometric, ,reviews,3,1-100.
- ✓ Stock, J.H. 1990 "*Units Roots, Structural Breaks and Trends*" in R.F. Engle and D.L. McFadden (eds.), Handbook of Econometrics, Volume 5, North Holland, New York.
- ✓ Xianchun, X. 2004 "*China's gross domestic product estimation*" .China Economic Review vol 15, pp302-322.

ISSN : 2410-1818

الملاحق

ملحق 1: اختبار التكامل المشترك ل (Test

Date: 03/21/18 Time: 07:45
Sample (adjusted): 1995 2013
Included observations: 19 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: DGDP DGACF
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.701520	25.24160	15.49471	0.0013
At most 1	0.112595	2.269621	3.841466	0.1319

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 *	0.701520	22.97198	14.26460	0.0017
At most 1	0.112595	2.269621	3.841466	0.1319

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

DGDP	DGACF
1.28E-06	0.000204
4.13E-05	-5.01E-05

ISSN : 2410-1818

ملحق 2: اختبار السببية لأنجل –غرانجر.

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 03/21/18 Time: 07:44
Sample: 1990 2030
Included observations: 19

Dependent variable: D(DGDP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DGACF)	35.50553	3	0.0000
All	35.50553	3	0.0000

Dependent variable: D(DGACF)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DGDP)	5.437976	3	0.1424
All	5.437976	3	0.1424

ISSN : 2410-1818

ملحق 3: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.

VEC Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 03/21/18 Time: 07:49
Sample: 1990 2030
Included observations: 19

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.243793	0.188211	1	0.6644
2	1.557669	7.683388	1	0.0056
Joint		7.871598	2	0.0195

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.270791	0.420965	1	0.5165
2	5.078568	3.420354	1	0.0644
Joint		3.841319	2	0.1465

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.609176	2	0.7374
2	11.10374	2	0.0039
Joint	11.71292	4	0.0196