الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة محمد بوضياف بالمسيلة

كلية: العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

قسم: علوم اقتصادية

رقم:.....

ميدان: العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

فرع: علوم اقتصادية

تخصص: اقتصاد كمي

عنـــــوان الموضـــوع:

تحليل العلاقة بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر باستخدام نماذج VAR 2016-1970

مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة ماستر أكاديمي في العلوم الاقتصادية

من إعـداد الطلبة:

- غيلوس عزالدين
- قلمين هشام

تحت إشراف الأستاذ:

- د. بن دقفل كمال

أعضاء لجنـة المناقشـة:

اللقب والاسم	الرتبة العلمية	الجامعة	الصفة
بلخضر السعيد	أستاذ مساعد أ	جامعة المسيلة	رئيسا
بن دقفل كمال	أستاذ محاضر أ	جامعة المسيلة	مشرفا ومقررا
بالبار ا محمد	أستاذ محاضر ب	جامعة المسيلة	مناقشا

السنة الجامعية: 2017 / 2018

شكر وتقدير

الحمد لله رب العلمين و الصلاة والسلام على أشرف المرسلين سيدنا محمد خاتم الأنبياء والمرسلين.

الحمد لله أنار لنا درب العلم والمعرفة وأعاننا على أداء هذا الواجب ووفقنا إلى إنجاز هذا العمل.

نتوجه بجزيل الشكر والامتنان إلى كل من ساعدنا من قريب أو من بعيد على انجاز هذا العمل وفي تذليل ما وجهناه من صعوبات، ونخص بالذكر الأستاذ المشرف الدكتور **بن دقفل كمال** الذي لم يبخل علينا بتوجيهاته ونصائحه القيمة التي كانت عونا في اتمام هذا العمل.

كما أتقدم بأسمى معاني الشكر والعرفان إلى كل أعضاء لجنة المناقشة الموقرة على قبولها مناقشة موضوع المذكرة، و بالتالي إثرائها من كل جوانبها.

ولا يفوتنا أن نشكر أيضا كل مستخدمي كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير.

الفهرس العام

فهرس المحتويات

الإهداء

الفهرس العام I

فهرس المحتويات II

فهرس الجداول IV

فهرس الأشكال V

المقدمة العامة ..... أ

الفصل الأول: الأدبيات النظرية للدراسة 6

تمهيد 7

المبحث الأول: مفاهيم أساسية حول الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين

الرأس المال الثابت 8

المبحث الثاني: الدراسات السابقة 18

خلاصة الفصل 21

الفصل الثاني: قياس وتحليل العلاقة بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين الرأس المال الثابت 22

تمهيد 23

المبحث الأول: تقديم المتغيرات وأدوات الدراسة 24

المبحث الثاني: عرض وتحليل النتائج 47

خلاصة الفصل 63

الخاتمة عامة 64

قائمة المراجع 67

الملاحق

فهرس الجداول

رقم وعنوان الجدول	الصفحة
الجدول (1.1): نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الأصلية.	47
الجدول (1.2): نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل عند الفروقات الأولى.	48
الجدول (1.3): نتائج اختبار جوهانسن.	50
الجدول (1.4): معايير تحديد درجة التأخير المثلى.	51
الجدول (1.5): نتائج اختبار السببية وفق غرانجر.	52
الجدول (1.6): نتائج تقدير نموذج VAR.	53
الجدول (7.1): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي حسب Jarque-Bera.	56
الجدول (8.1): نتائج اختباري Box-Pierce/Ljung-box و LM Test.	56
الجدول (9.1): اختبار عدم تجانس تباين الخطأ Breusch-Pagan-Godfrey.	57
الجدول (10.1): نتائج تحليل تفكيك التباين.	60

فهرس الأشكال

رقم وعنوان الشكل	الصفحة
الشكل (1.1): تطور الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر (مليار دولار أمريكي) 1970-2016.	25
الشكل (1.2): تطور اجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر (مليار دولار أمريكي) 1970-2016.	27
الشكل (1.3): نتائج اختبار الجذور المعكوسة.	55
الشكل (1.4): دوال الاستجابة الفورية.	58

المقدمة العـــامة

تمهيد:

يولي الباحثون اهتمام كبير بالناتج الداخلي الخام Gross Domestic Product (GDP) باعتباره أحد أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية التي تعكس اجمالي نشاط الدولة وأدائها الاقتصادي خلال فترة زمنية محددة ، وأي ارتفاع في معدلات نمو هذا المؤشر يقابله تحسن في الوضع الاقتصادي العام للدولة من حيث رفع مستوى المعيشة وخفض لمستوى البطالة ، زيادة الصادرات والتراكم الرأسمالي ، تدفق الاستثمارات ..... الخ.

ويعد إجمالي تكوين رأس المال الثابت Gross Fixed Capital Formation (GFCF) أحد المكونات الرئيسية لإجمالي تكوين رأس المال الذي يتطابق مفهوم هذا الأخير في نظام الحسابات الوطنية مع مفهوم الاستثمار في السلع الرأسمالية ، وعرفت أدبيات الأمم المتحدة إجمالي تكوين رأس المال الثابت بأنه الإنفاق على حيازة السلع الرأسمالية الجديدة زائد الإضافات والتجديدات والتحسينات التي تجري على السلع الرأسمالية القائمة.

وتشير الأدبيات الاقتصادية إلى وجود علاقة تأثير متبادل بين الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت ، كما تتميز هذه العلاقة بالديناميكية فالتغيرات التي تحدث في الناتج الداخلي الخام ينعكس أثرها على إجمالي تكوين رأس المال الثابت في فترات زمنية تالية ، كما أن تأثير الاستثمارات على الناتج الداخلي الخام لا يظهر في نفس العام وإنما يمتد لعدة سنوات بحسب سرعة إدخال المشاريع الجديدة بالاقتصاد.

وقد عرفت نمذجة الظواهر الاقتصادية الكلية منذ بداية حقبة الثلاثينيات عدة تطورات ، فمن النماذج الأحادية الاتجاه التي يتم فيها معالجة كل معادلة انحدار على حدى إلى ظهور النماذج الهيكلية أو ما يسمى بأنظمة المعادلات الآنية ، والتي تأخذ بعين الاعتبار ذلك التداخل والتشابك بين الظواهر الاقتصادية ، لكن مع مرور الزمن تعرضت هذه النماذج لجملة من الانتقادات خاصة خلال سنوات السبعينات (وقوع الأزمة البترولية ، أزمة الكساد العالمي...)

أين بينت النتائج التجريبية أن هذه النماذج غير قادرة على إعطاء المسار الصحيح لبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية بشكل جيد.

وفي ظل هذه الانتقادات حاول كريستوفر سيميس سنة 1980 طرح بديل آخر عن هذه النماذج ، وهو ما يعرف بنماذج أشعة الانحدار الذاتي Vector Autoregresive (VAR) والتي هي منبثقة من تعميم لنماذج الانحدار الذاتي (AR) ، حيث تمكننا هذه النماذج من قياس مختلف العلاقات الاقتصادية المتشابكة ، وتحاول تقريبنا من الواقع أكثر فأكثر من خلال احتوائها على عامل الديناميكية.

أهمية البحث:

تكمن أهمية الدراسة في استنتاج نموذج قياسي لتقدير شكل واتجاه العلاقة بين الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر لمساعدة متخذي القرار الاقتصادي في توقيت أخذ القرار ، وذلك باستخدام منهج تحليل السلاسل الزمنية المبني على نماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR .

أهداف البحث:

على ضوء هذه الأفكار ، سنحاول من خلال هذا البحث الوصول إلى الأهداف التالية:

- ✓ تقديم تعاريف مختصرة للناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت وأهم النظريات والدراسات المتعلقة بذلك.
- ✓ التعريف بنماذج VAR في تحليل السلاسل الزمنية ، ومعرفة أهم الخطوات والمراحل المتبعة في بنائها.
- ✓ الكشف عن طبيعة واتجاه العلاقة بين الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر خلال مدة الدراسة.
- ✓ اسقاط نماذج أشعة الانحدار الذاتي على متغيرات الدراسة ، واختبار قدرتها في تحليل وقياس العلاقة بين هذه المتغيرات.

مشكلة البحث:

وللوصول إلى الأهداف السابق ذكرها ، يمكننا أن نثير الإشكالية التالية:

ماهي طبيعة العلاقة بين الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر ، وهل يمكن تجسيدها في نموذج قياسي مبني على نماذج VAR ؟.

ولا بأس أن نطعم هذه الإشكالية بأسئلة فرعية منبثقة عنها ، يمكن صياغتها على النحو التالي:

1- ماهي أهم المفاهيم والدراسات المتعلقة بالناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت؟.

2- ما المقصود بنماذج VAR ، ماهي الخطوات والمراحل المتبعة في بناء هذه النماذج؟.

3- هل توجد علاقة تزامنية في الأجل الطويل بين الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر؟.

4- هل توجد علاقة سببية في الأجل القصير بين متغيرات الدراسة ، وماهي طبيعتها؟

5- هل يمكن قياس وتحليل العلاقة التي تربط بين متغيرات الدراسة باستخدام نماذج VAR؟.

فرضيات البحث:

وللإجابة على هذه الأسئلة سنستعين بالفرضيات الآتية:

1- توجد علاقة تكامل متزامن بين الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت.

2- وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين متغيرات الدراسة.

3- وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد من الناتج الداخلي الخام إلى إجمالي تكوين رأس المال الثابت.

4- وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد من إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج الداخلي الخام.

5- التغيرات في الناتج الداخلي الخام لسنة ما ناتج عن التغيرات في إجمالي تكوين رأس المال الثابت لسنوات السابقة.

اطار الدراسة:

سيتم تطبيق الدراسة على معطيات حقيقية لناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت خاصة بالاقتصاد الجزائري للفترة (1970-2016) أي على مدى 46 عام ، هذه المعطيات تم الاستعانة بالموقع الرسمي للبنك العالمي من أجل الحصول عليها.

هيكل الدراسة:

قصد دراسة هذا الموضوع والإلمام بجوانبه المختلفة ، والوصول إلى النتائج المرجوة وإعطاء التفسيرات لمختلف الاشكاليات المطروحة ، تم تقسيم الدراسة إلى فصلين:

تناول الفصل الأول أهم الجوانب النظرية والدراسات التطبيقية لناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت.

أما الفصل الثاني تناول عرض وصفي لمتغيرات الدراسة بالإضافة إلى تقديم منهج تحليل السلاسل الزمنية باستخدام نماذج VAR ، ثم تطبيق هذا المنهج على المتغيرات المراد دراستها وذلك بالاستعانة بالبرنامج الإحصائي Eviews 9 .

الفصل الأول

تمهيد:

يعتبر الناتج الداخلي الخام من المؤشرات الاقتصادية البالغة الأهمية ، التي حظيت باهتمام الكثير من المفكرين على المستوى النظري والتطبيقي ، حيث يعكس هذا المؤشر الوضع الاقتصادي العام للدولة من ناحية المستوى المعيشي ومستوى التشغيل ، حجم الاستثمارات وغيرها ، كما تؤثر التغيرات في حجم الاستثمار على العديد من متغيرات الاقتصاد الكلي ومنها الناتج الداخلي الخام، ويعد اجمالي تكوين رأس المال الثابت أحد المكونات الرئيسية للاستثمار.

بناء على ما ذكر سابقا سنحاول عرض هذا الفصل من خلال مبحثين ، الأول يتعلق بمفاهيم عامة وأساسية حول الناتج الداخلي الخام و اجمالي تكوين رأس المال الثابت ، أما المبحث الثاني يتعلق بالدراسات السابقة الخاصة بدراسة العلاقة بين اجمالي تكوين رأس المال الثابت ومؤشرات النمو الاقتصادي التي من بينها الناتج الداخلي الخام.

المبحث الأول: مفاهيم أساسية حول الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين الرأس المال الثابت.

المطلب الأول: ماهية الناتج الداخلي الخام Gross Domestic Product.

1- مفهوم الناتج الداخلي الخام:

01- يعرف الناتج الداخلي الخام على أنه القيمة الاسمية (بالأسعار الجارية) أو الحقيقية (بالأسعار الثابتة) للسلع والخدمات النهائية المنتجة خلال فترة زمنية معينة، عادة سنة واحدة، باستخدام الموارد الاقتصادية لبلد أو لإقليم ما، والخاضعة للتبادل في الأسواق، وفق التشريعات المعتمدة، بغض النظر إن تم هذا الناتج في الداخل أو الخارج[1].

02- يمثل الناتج الداخلي الخام مجموع قيم السلع والخدمات النهائية على اختلاف أنواعها التي تنتج في بلد معين محلياً خلال فترة زمنية معينة وعادة ما تكون سنة ، واستنادا إلى هذا المفهوم نجد أن الناتج المحلي هو مفهوم جغرافي أو إقليمي يرتبط بالأنشطة الإنتاجية التي تتم داخل الحدود السياسية لذلك البلد بغض النظر عن من يملك هذه الخدمات الإنتاجية سواء كانوا من المواطنين أو الأجانب[2].

03- هو عبارة عن كمية أو قيمة السلع والخدمات التي ينتجها أفراد مجتمع معين وخلال السنة عادة والذين يعيشون ضمن الرقعة الجغرافية لذلك البلد بغض النظر عن جنسيتهم، سواء كانوا من مواطني البلد أم من الأجانب وهذا ما يدل على أن الناتج الداخلي الخام هو مفهوم جغرافي يتحدد احتسابه بالرقعة الجغرافية لذلك البلد[3].

---

[1] هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، 2005 ، ص 73.

[2] عفاف عبد الجبار سعيد ومجيد علي حسين ، مقدمة في التحليل الاقتصادي الكلي، الطبعة الأولى، دار وائل للنشر والتوزيع، الأردن، 2004 ، ص 106-107 .

[3] أحمد العساف ومحمود الوادي ، الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، عمان، الأردن، 2009 ، ص 38 .

04- يعرف الناتج الداخلي الخام على أنه كل السلع والخدمات النهائية المنتجة في بلد ما خلال فترة زمنية معينة، ويحتوي على قيمة السلع المنتجة مثل المنازل أو قيمة الخدمات كالطيران ومحاضرات الأساتذة وغيرها[1].

05- عبارة عن القيمة السوقية للسلع والخدمات النهائية التي يتم إنتاجها باستخدام عناصر الإنتاج المملوكة لمواطني خلال فترة زمنية معينة عادة ما تكون سنة[2].

2- أهمية الناتج الداخلي الخام:

تتأتي الأهمية الأساسية للناتج الداخلي الخام في الاقتصاد من كونه مؤشراً رئيسياً للعديد من الحقائق منها[3]:

01- متابعة التقلبات الاقتصادية (الدورية وغير الدورية)، قصيرة ومتوسطة وطويلة الأجل، حيث يفيد مؤشر الناتج الداخلي الخام من ناحيتين، أولا من ناحية معدلات تغيير الدخل أو الإنفاق القومي الإجمالي (لأغراض الاستهلاك الخاص أو الاستثمار الخاص) والتي تكشف بدورها عن الرواج أو الركود في الاقتصاد المعني، والناحية الأخرى بمتغير العمل ، عندما يجري الربط بين الناتج والتشغيل وهنا يميز الاقتصاد الكلي مفهوم الناتج الكامن عن مفهوم الناتج الحقيقي، وذلك باعتبار الأول أحد حالات الناتج الحقيقي، حيث يتوافق الأخير مع مستوى التشغيل الكامل للقوى العاملة والطاقات الإنتاجية.

02- يمكن الاعتماد على التنبؤات الاحتمالية والإسقاطات القياسية لمؤشرات الناتج الداخلي الخام مثل الدخل القومي، متوسط نصيب الفرد..... الخ من أجل الأغراض التخطيطية وهذا ما يمكن المخططين وصانعي القرارات من وضع الاستراتيجيات والسياسات اللازمة.

03- تشخيص واقع الاقتصاد موضوع الدراسة ومقارنته بالاقتصاديات الأخرى من حيث التخلف أو التقدم في كفاءة النمو وهذا لا يعتمد بالضرورة على الناتج الداخلي الخام في مسألة التحول الهيكلي العام، لأن الدخل القومي يمثل عنصرا من بين العديد من عناصر العلاقات

---

[1] تومي صالح , مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي ، الطبعة الاولى، دار اسامة للنشر والتوزيع، الجزائر، ص 35.

[2] عبد القادر محمد عبد القادر عطية، النظرية الاقتصادية الكلية، كلية التجارة، جامعة الاسكندرية ، 2004-2005 ، ص 12.

[3] هوشيار معروف ، مرجع سبق ذكره، ص 75-79.

الهيكلية التي تضم بالإضافة إلى الدخل القومي ومتوسط نصيب الفرد من هذا الدخل وتوزيعه بين الاستهلاك والادخار أو الاستثمار وتوزيعه بين الأجور والفوائد والإيجارات والأرباح.

04- يعتبر الناتج الداخلي الخام مؤشرا مهما في إعداد السياسات الخاصة بالسكان وذلك لأن معدل نمو السكان يمثل دورا سلبيا عند تحديد معدلات نصيب الفرد من الدخل القومي.

05- تشخيص واقع النظام الاقتصادي وذلك من خلال تحديد العلاقة أو النسبة بين القطاعين العام والخاص باستخدام مؤشر الناتج الداخلي الخام.

3- الناتج الاسمي والناتج الحقيقي[1]:

أ- **الناتج الاسمي:** هو مجموع السلع والخدمات المنتجة خلال فترة زمنية معينة مقيمة بالأسعار الجارية(أسعار نفس السنة)، ويتم حسابه من خلال جمع حاصل الضرب للكميات المختلفة والأسعار الجارية المقابلة لهذه السلع والخدمات.

ب- الناتج الحقيقي: هو مجموع السلع والخدمات المنتجة خلال فترة زمنية معينة مقيمة بأسعار سنة الأساس، أي بعد استبعاد تأثيرات التغير في الأسعار، ويمثل حاصل قسمة الناتج الاسمي على الرقم القياسي للأسعار.

الناتج الحقيقي= الناتج الاسمي/ الرقم القياسي للأسعار

4- طرق حساب الناتج الداخلي الخام:

هناك ثلاث طرق عامة تستخدم لتقدير الناتج الداخلي الخام:

أ- طريقة الإنتاج[2]:

- طريقة القيمة المضافة:

ونعني بالقيمة المضافة الفرق بين قيمة الإنتاج عند كل مرحلة من المراحل الإنتاجية للسلعة وقيمة السلع الوسيطة التي تدخل في تركيب هذه السلعة عند كل مرحلة.

[1] عقبة عبد اللاوي ، حسابات الناتج الوطني ، المركز الجامعي بالوادي ، معهد العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، 2008-2009، ص 21.

[2] صخري عمر، التحليل الاقتصادي الكلي ، الطبعة الخامسة ، ديوان المطبوعات الجامعية ، الجزائر ، ص 18-19.

القيمة المضافة الكلية = مجموع قيم الإنتاج – مجموع الاستهلاكات الوسيطية (مستلزمات الإنتاج). وتطرح الاستهلاكات الوسيطية حتى لا يحدث ازدواج في الحساب وبالتالي نحصل على تقدير خاطئ للناتج الداخلي الخام الذي يعطى بصورة التالية:

الناتج الداخلي الخام= القيمة المضافة الكلية + الضريبة على القيمة المضافة + الرسوم الجمركية

- طريقة المنتجات النهائية:

تتمثل الطريقة الثانية التي تمكننا من تفادي تكرار الحساب، في جمع كل البضائع والخدمات النهائية المباعة للمستهلكين، إلى الحكومة وإلى العالم الخارجي ونضيف إليها السلع الوسيطية التي تزيد في المخزون. بمعنى آخر ، نضيف فقط السلع التي تؤدي إلى زيادة رأس المال المنتج كالتجهيزات ، البنايات وما شابه.

ب- طريقة الدخل:

إن البضائع والخدمات المنتجة، كما هو معلوم، هي حصيلة للتعاون بين عوامل الإنتاج : العمل، الأرض، رأس المال والمستحدث(المنظم أو الإدارة) ، فإذا طرحنا من قيمة البضائع والخدمات قيمة مستلزمات الإنتاج فإننا نحصل على قيمة الناتج.

وتوزع قيمة الناتج على هذه العوامل لقاء مساهمتها في الإنتاج كما يلي[1]:

- العمل ويطلق على عائده اسم الأجور.
- رأس المال ويطلق على عائده اسم الفائدة.
- الأرض ويطلق على عائدها اسم الريع.
- المستحدث ويطلق على عائده اسم الربح.

وعند جمع عوائد هذه العوامل ، فإننا نحصل على تقدير للناتج الداخلي الخام أي:

$$Y= Y_W + Y_I + Y_R + Y_P$$

[1] عمر صخري ، مرجع سبق ذكره ، ص 19.

ثم نضيف لهذا التقدير قيمة الضرائب الغير مباشرة وقيمة الإهلاك حتى نحصل على تقدير للناتج الداخلي الخام بسعر السوق ، لأن ما تحصلنا عليه سابقا هو تقدير للناتج الداخلي الخام بتكلفة عوامل الإنتاج.

ج- طريقة الإنفاق:

يطبق هذا الأسلوب باحتساب كافة النفقات التي تجري في الاقتصاد على السلع والخدمات النهائية خلال فترة زمنية ، بمعني أخر الإنفاق الكلي هو مجموع الإنفاق الاستهلاكي (C) والإنفاق الاستثماري (I) والإنفاق الحكومي (G) وصافي التعامل الخارجي (X-M) ، ويحسب وفقا للصيغة التالية[1]:

$$PIB= C + I + G + (X-M)$$

PIB: الناتج الداخلي الخام

5- أوجه القصور في مقياس الناتج الداخلي الخام:

يعتبر مقياس الناتج الداخلي الخام أكثر المقاييس شمولا وشيوعا لمعرفة الأداء الاقتصادي في بلد ما ، ولكن بالرغم من ذلك فإن العديد من أوجه القصور تحيط بهذا المقياس ولعل أهمها[2]:

1- عدم الأخذ في الاعتبار الأنشطة المنتجة الغير سوقية: نظرا لأن السلع والخدمات النهائية يتم تقييمها على أساس الأسعار السوقية ، فإن العديد من الأنشطة التي لا تجد طريقها إلى السوق لن يتم تقييمها عند حساب الناتج الداخلي الخام(مثل خدمات ربات البيوت في المنازل).

2- عدم الأخذ في الاعتبار عمليات الاقتصاد الغير شرعي: لا يأخذ مقياس الناتج الداخلي الخام في الاعتبار إنتاج الأنشطة الاقتصادية الغير قانونية فضلا عن عدم تسجيل بعض الأنشطة الشرعية. مثلا عمليات تجارة المخدرات، المقامرة تعتبر أمثلة للأنشطة الغير شرعية

[1] بورحلي خالد، تأثير تغير سعر الصرف على الناتج الداخلي الخامفي الجزائر، مذكرة ماجستير غير منشورة، العلوم الاقتصادية، جامعة ورقلة، 2014-2015 ، ص 25.

[2] أحمد محمد أحمد مندور ، مقدمة في النظرية الاقتصادية الكلية ، قسم الاقتصاد ، كلية التجارة ، جامعة الإسكندرية ، 2004 ، ص 16-17

التي يصعب تقديرها، كما أن الرغبة في التهرب الضريبي لبعض الأنشطة الاقتصادية قد يدفعها إلى إخفاء حقيقة نشاطها وخاصة في الدول النامية.

3- عدم ملائمة مقياس الناتج الداخلي الخام كمقياس للرفاهية: بالرغم من صلاحية هذا المقياس كمؤشر للدلالة على مستوى النشاط الاقتصادي في المجتمع إلا أنه لا يعتبر مقياس دقيق أو ملائم للتعبير عن الرفاهية سواء بمفهومها المادي أو غير المادي ، والسبب في ذلك هو عدم الأخذ في الاعتبار أهمية وقت الفراغ والتكاليف غير الاقتصادية (الاجتماعية) فضلا عن تجاهل التغيرات النوعية في الناتج وتركيبته.

المطلب الثاني: ماهية إجمالي تكوين رأس المال الثابت Gross Fixed Capital Formation

يمثل التراكم الرأسمالي في الاقتصاد الإضافة إلى رأس المال القائم للمجتمع ، وهو بالتالي يساوي تكوين رأس المال لذلك المجتمع وهو نفسه الاستثمار الإجمالي. وعلى هذا الأساس فإن استخدام أي من هذه المصطلحات يشير إلى مفهوم واحد يمثل الإضافة إلى رأس المال الإجمالي للمجتمع ويعبر عن إجمالي تكوين رأس المال. حيث أن الإنفاق الاستثماري يلعب دورا هاما في توسيع القاعدة الإنتاجية لكافة القطاعات الاقتصادية للبلد على المستوى الجزئي والكلي.

وفي الدراسات التطبيقية للاستثمار فإنه يتم التركيز على مفهوم إجمالي تكوين رأس المال الثابت والذي يمثل الإنفاق الاستثماري لبلد معين في قطاع معين أو كافة القطاعات الاقتصادية لغرض شراء السلع الرأسمالية. وفي أحيان كثيرة ، خاصة على المستوى القطاعي لاقتصاد البلد ، يكون الاستثمار هو نفسه رأس المال المتداول وذلك عندما لا يوجد تراكم رأسمالي يتم إضافته إلى رصيد رأس المال في الفترة الحالية[1].

[1] سعد عبد نجم العبدلي ، هيفاء يوسف سليمان ، تحليل العلاقة السببية بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت والناتج الداخلي الخام للقطاع الزراعي العراقي ، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد ، المجلد 19 ، العدد ، 73 ، 2013 ، ص 283.

1- مفهوم إجمالي تكوين رأس المال الثابت:

يعرف إجمالي تكوين رأس المال الثابت ، بأنه مجموع قيم الأصول الثابتة مخصوما منها الأصول المستبعدة خلال عام ، ويشمل الأصول المنتجة بشكل متكرر والأصول المفتعلة. وكذلك كافة النفقات على الأصول الثابتة التي تعمل على تحسين أداء ونوعية إنتاج الأصول وإطالة عمرها الإنتاجي. وكما يعرف إجمالي تكوين رأس المال الثابت بأنه ذلك الجزء من القدرة الإنتاجية للأصول الثابتة والموجهة إلى إنتاج السلع الرأسمالية بغية زيادة الطاقة الإنتاجية للبلد كالآلات والمنشئات ، الأبنية ووسائط النقل.

وقد عرفت أدبيات الأمم المتحدة إجمالي تكوين رأس المال الثابت بأنه الإنفاق على حيازة السلع الرأسمالية الجديدة زائد الإضافات والتجديدات والتحسينات التي تجري على السلع الرأسمالية القائمة. ويكون تكوين رأس المال إجماليا إذا لم يتم طرح استهلاك الموجودات الثابتة منه ، حيث يكون صافيا في هذه الحالة.

ويمكن التعبير عن الاستثمار عن طريق إجمالي تكوين رأس المال الثابت بصورته الإجمالية وعلى مستوى الاقتصاد ككل أو كل قطاع وحده ، حيث أن مفهوم الاستثمار عبارة عن توظيف رأس المال في أصول ثابتة بهدف الحصول على المنافع المادية والاقتصادية بشكل مباشر أو غير مباشر متمثلة في تطوير الطاقات الإنتاجية وخلق طاقات إنتاجية جديدة تساهم في نمو الاقتصاد الوطني. لذلك فإن إجمالي تكوين رأس المال في كل قطاع معين تعكس سياسات الدول في تشجيع الاستثمار في هذا القطاع[1].

ويتطابق مفهوم إجمالي التكوين الرأسمالي في نظام الحسابات الوطنية مع مفهوم الاستثمار في السلع الرأسمالية حيث:

إجمالي التكوين الرأسمالي = إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت + التغير في المخزون

[1] سعد عبد نجم العبدلي ، هيفاء يوسف سليمان ، مرجع سبق ذكره ، ص 283-284.

2- نظرة عامة حول النماذج الرئيسية لمحددات تكوين رأس المال الثابت:

وتتمثل في خمس نماذج:

أ- نموذج المعجل المعمم:

يفترض النموذج أن الرصيد الأمثل لرأس المال هو مضاعف ثابت من الناتج ، وأن التكلفة المصاحبة لتعديل رأس المال الفعلي ليصل إلى رأس المال الأمثل كبيرة ، وأن إحلال رأس مال جديد محل رأس المال المتهالك يعتمد على المستوى الحالي والسابق للناتج. وفي ضوء ذلك تم اشتقاق النموذج كالآتي[1]:

$$I_t=\beta_0+\sum_{i=0}^{n}\beta_i X_{t-1}+\delta k_{t-1}+e_t$$

I_t : إجمالي الإنفاق الاستثماري الحقيقي المخطط للفترة الحالية.

β_0: صافي الاستثمار الحقيقي الذي يتحدد بمتغيرات لم يتضمنها النموذج.

X_{t-1} : الناتج خلال الفترة السابقة أو مؤشر لمستوى النشاط الاقتصادي.

δk_{t-1}: الاستثمار الجديد الذي حل مكان الاستثمار المتهالك.

ب- نموذج التدفقات النقدية:

هو نفس النموذج السابق بإضافة متغير يمثل التغير على التدفقات النقدية الحقيقية لفترة إبطاء واحدة. ومن المفهوم أن التدفقات النقدية الحقيقية ماهي إلا التدفقات النقدية الاسمية مقسومة على رقم قياسي مناسب لمستوى الأسعار. أما التدفقات النقدية الاسمية فهي عبارة عن مجموع قيمة الإهلاك ، الأرباح بعد استقطاع الضرائب والتغير في المخزون الناجم فقط عن تغير الأسعار.

[1] عادل عبد العظيم ، اقتصاديات الاستثمار: النظريات والمحددات ، سلسلة جسر التنمية ، المعهد العربي للتخطيط بالكويت ، العدد 67 ، 2007، ص 8.

ج- نموذج النيوكلاسيك:

رأى بعض الاقتصاديين أن كلا من النموذجين المذكورين سابقا غير كافيين ، حيث لم يتضمنا سعر المنتج النهائي وأسعار مدخلات الإنتاج مع الأخذ في الاعتبار أن المنشأة التي ترغب في تعظيم أرباحها يجب أن تهتم بأسعار مدخلات الإنتاج النهائي ومنتجها النهائي.

$$I_t=\beta_0+\sum_{i=0}^{n}\beta_i\alpha(PX|C)_{t-1}+\delta k_{t-1}+e_t$$

P: سعر المنتج النهائي.

C: تكلفة رأس المال= سعر الفائدة الاسمي طويل الأجل+ معدل الإهلاك – معدل التضخم.

α: حصة رأس المال في الناتج.

د- نموذج النيوكلاسيك المعدل:

النموذج الكلاسيكي الموضح أعلاه يعني ضمنيا أن نسبة رأس المال إلى القوى العاملة سوف تتغير بشكل مستمر كلما تغيرت نسبة سعر المنتج النهائي إلى تكلفة رأس المال ، مما يعني أن هذه النسبة سوف تتغير قبل وبعد تشغيل رأس المال (تركيب المعدات الرأسمالية). ورأى الاقتصاديون ضرورة تعديل هذا النموذج بحيث يتضمن نسبة ثابتة أيضا بين سعر المنتج النهائي وتكلفة رأس المال[1].

هـ- نموذج تقييم الأوراق المالية:

يقوم هذا النموذج على فرضية أساسية تتمثل في أن مالكي المنشأة يهتمون بإدارة أصولها المستثمرة في الأدوات المالية (أدوات حقوق الملكية ، السندات ، رأس المال التشغيلي ..الخ) بهدف تعظيم قيمة مساهمتهم في حقوق الملكية. وعليه فإن مالكي المنشأة يقومون بإصدار أدوات حقوق ملكية جديدة واستخدام حصيلة الاكتتاب لشراء سلع رأسمالية إضافية في حالة ما إذا كانت القيمة السوقية لأدوات حقوق الملكية للمنشأة تتعدى تكلفة إحلال السلع الرأسمالية ،

[1] عادل عبد العظيم ، مرجع سبق ذكره ، ص 8-9.

وبالتالي فإن القيمة السوقية للمنشأة ترتفع. وعلى ذلك فإن المتغير الأساسي في دالة الطلب على الاستثمار يتمثل في النسبة السوقية لأدواتها المالية إلى تكلفة إحلال السلع الرأسمالية[1].

[1] عادل عبد العظيم ، مرجع سبق ذكره ، ص 9.

المبحث الثاني: الدراسات السابقة.

المطلب الأول: تقديم الدراسات.

1- دراسة محمد عبد النبي محمد سلام (2014):

تناولت الدراسة تحليل وقياس العلاقة بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت مع دراسة مقارنة بين مصر والسعودية. وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة سببية من اتجاه واحد بين المتغيرين في مصر؛ كانت من إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت إلى الناتج الداخلي الخام، بينما العكس في السعودية، حيث كانت العلاقة من الناتج الداخلي الخام إلى إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت .والتفسير الاقتصادي , لفترات التباطؤ الزمني الأربعة المقدرة بالنموذج الخاص بمصر يشير إلى طول فترات الإنشاء وكذلك الفجوة الزمنية بين بداية إنشاء مشروع ما وإدخاله إلى حيز العمل مما يشير لحدوث تراكم في تكوين رأس المال الثابت مع بطء في التأثير على قيمة الناتج المحلى الإجمالي , بينما في نموذج الاقتصاد السعودي فهناك استجابة سريعة لتغيرات الناتج المحلى والإجمالي وانعكاسها على إجمالي تكوين رأس المال بالسعودية. وأكدت الدراسة على أهمية الإسراع في تنفيذ الاستثمارات بمصر وتنويع القاعدة الاقتصادية أفقياً ورأسياً في السعودية[1].

2- دراسة كانو و اوزرومبا Kanu & Ozurumba (2014):

بحثت تأثير تكوين رأس المال على النمو الاقتصادي في نيجيريا باستخدام نموذج VAR وتوصلت إلى أنه في المدى القصير، لا يوجد تأثير كبير لإجمالي تكوين رأس المال الثابت على النمو الاقتصادي؛ بينما توجد على المدى الطويل علاقة طردية مع النمو الاقتصادي , كذلك فقد توصلت الدراسة لوجود علاقة عكسية بين النمو الاقتصادي وكلا من الواردات، إجمالي المدخرات الوطنية , وأكدت الدراسة على أهمية إعادة ترتيب أولويات الإنفاق الحكومي

[1] محمد عبد النبي محمد سلام ، تحليل وقياس العلاقة بين الناتج المحلى الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت دراسة مقارنة بين مصر والسعودية ، https://www.researchgate.net/publication/307578480 ، أكتوبر 2014

عن طريق خفض الاقتراض لتمويل نفقات المتكررة وغير هامة وهي عبارة عن 21 ٪ من مجموع الإنفاق الحكومي . وهذا سوف يساعد على تحرير المدخرات من أجل الاستثمار في تطوير البنية التحتية، وأيضا تعبئة المستوى المطلوب من المدخرات الوطنية التي يمكن أن تكون كبيرة بما يكفي لجذب الاستثمارات الأجنبية المباشرة[1].

3- دراسة جيبسكو Gibescu (2013):

بحثت أثر إجمالي تكوين رأس المال الثابت في دعم النمو الاقتصادي , من خلال إظهار تحليل للعلاقة بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت والنمو الاقتصادي في رومانيا وبلغاريا وجمهورية التشيك وبولندا والمجر للفترة 2003-2009 وقد توصلت الدراسة من خلال التحليل الإحصائي إلى وجود علاقة ارتباط قوى بين كلا من تكوين إجمالي رأس المال الثابت والنمو الاقتصادي في الدول موضوع الدراسة بمعنى أن إجمالي تكوين رأس المال الثابت يؤثر بشكل إيجابي في النمو الاقتصادي في رومانيا وبلغاريا وجمهورية التشيك وبولندا[2].

4- دراسة راي Ray (2013):

تناول في دراسته عن الاقتصاد الهندي تأثير إجمالي تكوين رأس المال الثابت الإجمالي على أسعار الأسهم ، وكذلك تقدير علاقة سببية بينهما، وتوصلت الدراسة باستخدام اختبار التكامل المشترك إلى وجود علاقة توازن في المدى الطويل بين إجمالي أسعار تكوين رأس المال الثابت والأسهم وهو ما أكدته نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن. كما أكد اختبار السببية لغرانجر إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر السهم إلى إجمالي تكوين رأس المال الثابت ولكن ليس العكس[3].

[1] Kanu , ozuumba , Capital Formation and Economic Growth in Nigeria , Global Journal of HUMAN-SOCIAL SCIENCE: EEconomics , Volume 14 Year 2014 , Publisher: Global Journals Inc. (USA)
Online ISSN: 2249-460x & Print ISSN: 0975-587X

[2] Octavia Gibescu , Does the gross fxed capital formation represent a factor for supporting the economic growth? , Munich Personal RePEc Archive , Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/50135/
MPRA Paper No. 50135, posted 24. September 2013.

[3] Sarbapriya Ray , An empirical investigation into causal relationship between gross fixed capital formation and stock price in India , American Journal of Business, Economics and Management , 2013; 1(1): 1-8 , Published online December 10, 2013 (http://www.openscienceonline.com/journal/ajbem).

5- دراسة عثمان نقار ومنذر العواد 2012:

تناولت الدراسة تأثير العلاقة بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في سوريا ، حيث كشفت عن وجود علاقة تأثير في اتجاه واحد من إجمالي تكوين رأس المال الثابت نحو الناتج الداخلي الخام. ثم تم استنتاج نموذج قياسي مبني على نماذج VAR حيث تم التنبؤ من خلاله بحجمي الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لسنة 2015. وهذا ما يشكل قاعدة علمية لوضع خطط التنمية الاقتصادية والاجتماعية في سوريا[1].

المطلب الثاني: تعليق على الدراسات السابقة.

من خلال التقديم السابق للدراسات نلاحظ أن غالبية الدراسات توصلت إلى وجود علاقة سببية في اتجاه واحد ، سواء من إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى معدل النمو الاقتصادي بالنسبة للدراسات التي تناولت النمو الاقتصادي أو من إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج الداخلي الخام بالنسبة للدراسات التي تناولت هذا الأخير وتكون تلك العلاقة قوية في المدى الطويل ، أما هذه الدراسة فنتطرق من خلالها إلى تحديد طبيعة العلاقة بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت و الناتج الداخلي الخام في الاقتصاد الجزائري الذي يحاول الخروج من اقتصاد الريع إلى اقتصاد إنتاجي تنافسي ، حيث سنحاول القيام ببناء نموذج قياسي يعتمد على تقنية أشعة الانحدار الذاتي VAR لقياس وتحليل تلك العلاقة.

[1] عثمان نقار ، منذر العواد ، استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة علاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سوريا ، مجلة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية ، المجلد 28 ، العدد 02 ، 2012.

خلاصة الفصل:

تطرقنا في هذا الفصل إلى المفاهيم والأسس النظرية المتعلقة بالمتغيرات المراد دراستها وذلك من خلال معرفة ماهية و أهمية الناتج الداخلي الخام وكذا طرق تقديره المتمثلة في طريقة الانتاج والدخل وكذا طريقة الإنفاق، ثم قمنا بتقديم مفهوم لإجمالي تكوين رأس المال الثابت مع عرض لخمس نماذج رئيسية محددة له.

كما تطرقنا إلى ما تناولته بعض الدراسات السابقة والنتائج المتحصل عليها من خلالها.

الفصل الثاني

تمهيد:

يعد القياس الاقتصادي من بين أهم فروع علم الاقتصاد الذي يلجأ اليه الباحث لمعرفة العوامل التي تتحكم في الظواهر الاقتصادية ، ومحاولة التنبؤ بسلوكها خلال المستقبل.

وتعتبر نماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR من بين النماذج التي لقيت رواجا كبيرا في أدبيات الاقتصاد القياسي ، ولعل اول من استخدم هذه النماذج هو الباحث سيميس الذي حاول أن يقدم بديلا آخر عن النماذج الهيكلية ، حيث يعتقد سيميس أن النماذج الهيكلية تحتوي على قيود كثيرة كالاستغناء عن بعض المتغيرات للوصول إلى نموذج معرف ومحدد أو اختيار المتغيرات الخارجية والداخلية إلى غير ذلك من الفرضيات.

كما تشير الأدبيات الاقتصادية والدراسات التطبيقية إلى وجود علاقة تأثير متبادل بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت، وهناك خصوصية لهذه العلاقة التبادلية تتمثل في الديناميكية، أي ينعكس أثرها في فترات زمنية تالية.

من خلال ما ذكرناه سابقا ، حاولنا تقسيم هذا الفصل إلى المباحث التالية:

المبحث الأول: نخصصه لتقديم وصفي للمتغيرات المراد دراستها، ونستعرض أيضا الأدوات والتقنيات المستعملة في تحليل وقياس العلاقة بين هذه المتغيرات.

المبحث الثاني: عرض النتائج بمساعد برنامج Eviews 9 ، ثم مناقشة وتفسير أهم النتائج التي توصلنا إليها.

المبحث الأول: تقديم المتغيرات وأدوات الدراسة

المطلب الأول: تقديم وتحليل وصفي لمتغيرات الدراسة.

1- تقديم متغيرات الدراسة:

تتمثل قيم المتغيرات المراد دراستها في بيانات سنوية حقيقية خاصة بالاقتصاد الجزائري للفترة الممتدة من سنة 1970 إلى سنة 2016 أي أن حجم العينة هو 46 مشاهدة.

وقد تم الاعتماد في القياس على الأسعار الثابتة لسنة الأساس 2010 مقومة بالدولار الأمريكي، وهو ما يسمح لنا بالتخلص من أثر التضخم والحصول على بيانات أكثر دقة.

ويمكن عرض المتغيرات على النحو التالي:

1- متغيرة الناتج الداخلي الخام: والمعبر عنها بالدولار الأمريكي ، ورمزنا لها بالرمز GDP والمأخوذة من موقع الويب للبنك العالمي[1].

2- متغيرة إجمالي تكوين رأس المال الثابت: والمعبر عنها بالدولار الأمريكي ، ورمزنا لها بالرمز GFCF والمأخوذة أيضا من موقع الويب للبنك العالمي[2].

2- تطور الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر:

أ- الناتج الداخلي الخام GDP:

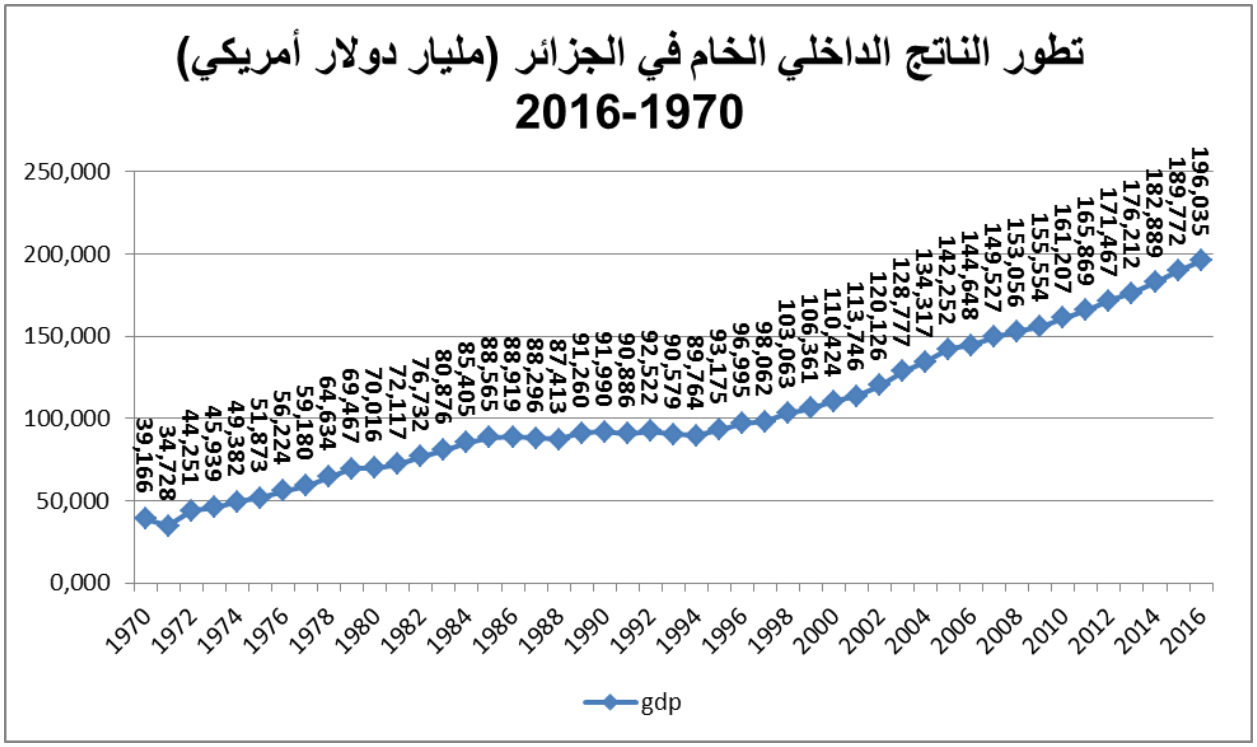
- التحليل الإحصائي:

من خلال الشكل رقم (1) الذي يمثل رسم بياني لمشاهدات السلسلة الزمنية الخاصة بمتغيرة الناتج الداخلي الخام ، نلاحظ أن قيم المتغيرة GDP محصورة بين 34.728 مليار دولار أمريكي كأقل قيمة مسجلة سنة 1971 و 196.035 مليار دولار أمريكي كأعلى قيمة مسجلة سنة 2016 بمتوسط حسابي قدر بـ 104.122 مليار دولار أمريكي وانحراف معياري قدره 42.716 مليار دولار أمريكي هذا الأخير يؤشر على وجود تشتت وتذبذب بسيط في تغير

[1] لمزيد من التفاصيل http://api.worldbank.org/v2/en/indicator/NY.GDP.MKTP.KD?downloadformat=excel

[2] لمزيد من التفاصيل http://api.worldbank.org/v2/en/indicator/NE.GDI.TOTL.KD?downloadformat=excel

بيانات السلسلة الزمنية GDP . كما نلاحظ من خلال بيانات السلسلة الزمنية وجود اتجاه عام يؤول إلى التزايد لحركة GDP مع تسجيل تذبذب في بعض الفترات.



الشكل (1)

- **التفسير الاقتصادي:**

من خلال بيانات السلسلة الزمنية GDP يمكننا تقسيم مراحل تطور الناتج الداخلي الخام إلى ثلاث فترات:

- **الفترة 1970-1984:**

لقد شهد الناتج الداخلي الخام في هذه الفترة ارتفاع متزايد باستثناء سنة 1971 أين تم تسجيل أدنى قيمة له في السلسلة وذلك بسبب خصوصية تلك السنة والقرار السيادي المتعلق بتأميم المحروقات ، ويعود الارتفاع المتزايد المسجل بهذه الفترة إلى البرامج التنموية الكبرى التي تم إطلاقها أنداك وهو ما ساهم في ارتفاع معدلات النمو الاقتصادية.

- **الفترة (1985-1999):**

شهدت بداية هذه الفترة تدهور في مؤشر الناتج الداخلي الخام حيث تم تسجيل انخفاض للناتج الداخلي الخام من 85.565 مليار دولار سنة 1985 الى 87.413 مليار دولار أمريكي سنة 1988 ، ويعود هذا التدهور إلى الأزمة الاقتصادية العالمية سنة 1986 والانهيار العنيف لأسعار النفط حيث وصل سعر البرميل إلى 13 دولار أمريكي ، لتليها بعد ذلك أحداث أكتوبر وانفجار الجبهة الاجتماعية في الجزائر سنة 1988 لتأزيم الوضع أكثر. أما فترة التسعينات فاتسمت بوجهين مختلفين ، حيث نلاحظ في بداية التسعينات استقرار لمؤشر الناتج الداخلي الخام مع تسجيل تذبذب بسيط في بعض الفترات نتيجة للأزمة الأمنية والسياسية التي عصفت بالبلاد ، بالإضافة لعمليات الإصلاح الاقتصادي وإعادة الهيكلة التي شهدها الاقتصاد الوطني آنذاك ، أما نهاية هذه الفترة فاتسمت بنمو طفيف للناتج الداخلي الخام بسبب انتعاش أسعار البترول وظهور بوادر الإصلاح الاقتصادي المذكور أعلاه حيث قفز الناتج الداخلي الخام من 93.17 مليار دولار أمريكي سنة 1995 إلى 106.36 مليار دولار أمريكي سنة 1999.

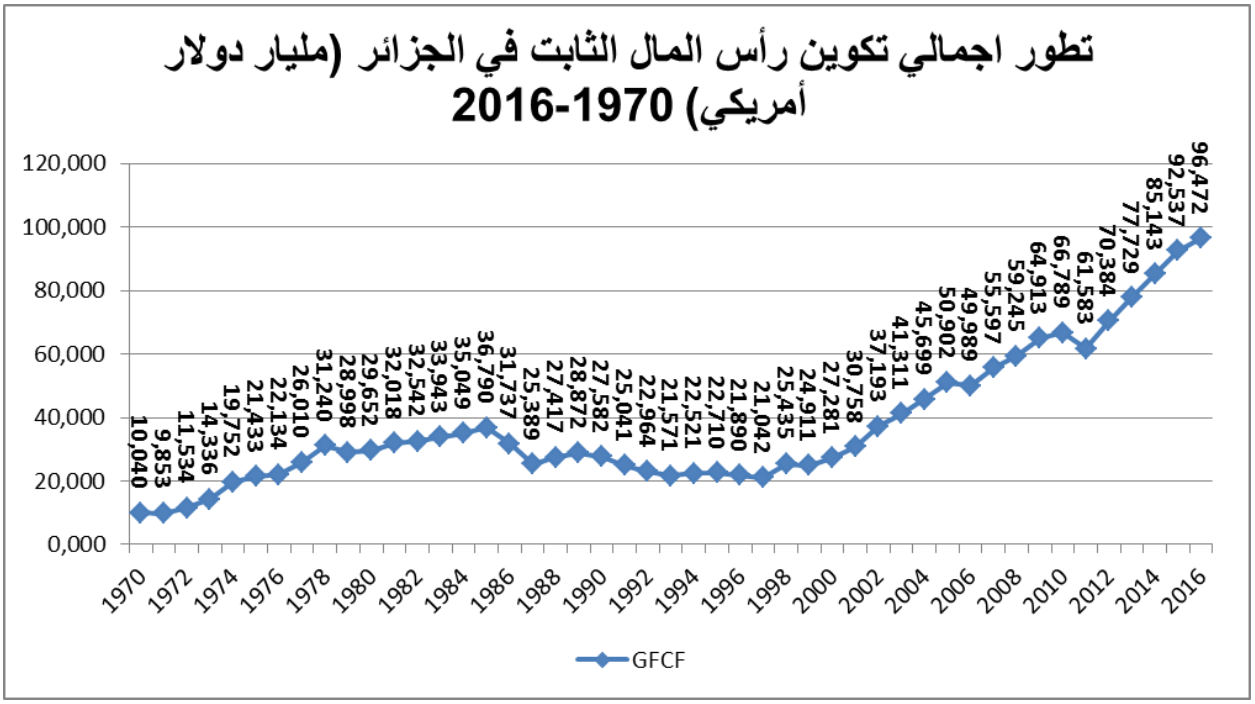
- **الفترة (2000-2016):**

شهد اقتصاد الجزائر إنجازات هامة في الفترة الممتدة بين 2000 و2016، لاسيما على المستوى الكلي، إذ لم يسبق وأن سجلت المؤشرات الاقتصادية تحسنا وإيجابية مثل تلك المسجلة في 16 سنة الماضية، بفضل الارتفاع غير المسبوق في أسعار النفط وارتفاع حصص الجزائر من البترول وهو ما مكن الجزائر من مسح ديونها الخارجية وكذا مضاعفة استثماراتها العمومية لاسيما على مستوى الهياكل القاعدية ، وهذا ما يؤكده الشكل (1.1) الذي يبين التزايد المتسارع للناتج الداخلي الخام خلال هذه الفترة حيث قفز من 110.42 مليار دولار أمريكي سنة 2000 إلى 196.035 مليار دولار أمريكي سنة 2016 وهي أعلى قيمة تسجلها سلسلة الناتج الداخلي الخام.

ب- إجمالي تكوين رأس المال الثابت GFCF:

- التحليل الإحصائي:

من خلال السلسلة الزمنية الخاصة بإجمالي تكوين رأس المال الثابت GFCF والتي يبينها الشكل (2) ، نلاحظ انحصار قيم المتغيرة GFCF بين 9.853 مليار دولار أمريكي مسجلة سنة 1971 و 96.472 مليار دولار أمريكي سنة 2016 ، مع متوسط حسابي وانحراف معياري قدرهما 37.403 مليار دولار أمريكي و 21.282 مليار دولار أمريكي على التوالي ، هذا الأخير وعند مقارنته بالمتوسط الحسابي يؤشر لنا على درجة تقلب متوسطة لبيانات السلسلة الزمنية GFCF.



الشكل (2)

ب- التفسير الاقتصادي:

يظهر من الشكل (2.1) أن حجم إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الفترة 1970-1984 شهد ارتفاع محسوس بسبب تشجيع الدولة للاستثمار المحلي حيث وصلت نسبة هذا الأخير إلى 52.1 % من الناتج الداخلي الخام سنة 1978 ، أما في الفترة 1985-1999 كانت معدلات نمو إجمالي تكوين رأس المال الثابت ضعيفة وشهدت عدة تذبذبات بسبب تأثير

الأزمة الاقتصادية العالمية سنة 1986 على معدلات نمو الاقتصاد الجزائري ، بالإضافة للأوضاع الأمنية والسياسية المتردية في الجزائر خلال تلك الفترة وهو ما أدى إلى تدهور المناخ الاستثماري في البلاد. وبالمقابل اتجه حجم إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الارتفاع المتواصل في الفترة 2000-2016 بسبب انتعاش أسعار البترول ووصولها إلى مستويات قياسية مما مكن الدولة من بعث عدة برامج تنموية كبرى والرفع من حجم الاستثمارات خاصة العمومية منها ، كما ميز هذه الفترة صدور قانون تطوير الاستثمارات لسنة 2001 ، وما تبعه من قوانين مكملة له ، إذ تم على إثره استحداث المؤسسات القائمة على توفير بيئة استثمارية تحفز المستثمرين على زيادة أنشطتهم.

المطلب الثاني: الأدوات المستعملة في الدراسة.

1- مراحل بناء نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR: قام باقتراح هذا النموذج Sims [1]في عام 1981 ، حيث كان Sims يرى أن الطريقة التقليدية في بناء النماذج القياسية الآنية تعتمد وجهة النظر التفسيرية، إذ تتضمن كثيراً من الفرضيات غير المختبرة مثل استبعاد بعض المتغيرات من بعض المعادلات من أجل الوصول إلى تشخيص مقبول(Identification) للنموذج ، وكذلك الأمر فيما يتعلق باختيار المتغيرات الخارجية (Exogenes) ، وشكل توزيع فترات الإبطاء الزمني.

لذا اقترح Sims نموذج جديد تعامل فيه جميع المتغيرات بالطريقة نفسها دون أية شروط مسبقة (استبعادها أو عدها خارجية)، وإدخالها جميعاً في المعادلات بعدد مدد الإبطاء الزمني نفسها. هذا النموذج الذي اقترحه يسمى بأشعة الانحدار الذاتي Vectorial Autouregressive (VAR).

ويكتب نموذج VAR يحتوي على k متغير وعدد فترات الإبطاء الزمني p على الشكل

[1] Sims C. A. (1981) "Macroeconomics and Reality". Econometrica, n48: pp 1-48.

المصفوفي الموالي[1]:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t^1 \\ y_t^2 \\ \vdots \\ y_t^k \end{bmatrix}_{k\times 1} \text{ ، } A_i = \begin{bmatrix} a_{1i}^1 & a_{1i}^2 & \dots & a_{1i}^k \\ a_{2i}^1 & a_{2i}^2 & \dots & a_{2i}^k \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{ki}^1 & a_{ki}^2 & \cdots & a_{ki}^k \end{bmatrix}_{k\times k} \text{ ، } A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ \vdots \\ a_k^0 \end{bmatrix}_{k\times 1} \text{ ، } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \vdots \\ \varepsilon_t^k \end{bmatrix}_{k\times 1}$$

ويكتب الشكل العام للنموذج كما يلي:

$$A(B)Y_t = A_0 + \varepsilon_t$$

إذ:

Y_t : سياق عشوائي مستقر من الدرجة الثانية ذو k بعد.

$A(B)$: كثير حدود مصفوفي من الدرجة p بمعامل الإبطاء الزمني B يكتب كما يلي:

$$A(B) = I_k - BA_1 - B^2A_2 - \cdots - B^pA_p$$

I_k : مصفوفة أحادية من الرتبة k.

A_0 : مصفوفة المعاملات الثابتة.

ε_t : سياق الضجة البيضاء (White Noise)

[1] Arthur Charpentier , cours de séries temporelles théorie et application , DESS mathématiques de la décision , Université Paris Dauphine , volume2, 2004 , P14

[1] ذو k بعد.

كما يمكن كتابة النموذج على شكل معادلات كما يلي:

$$\begin{cases} y_t^1 = a_1^0 + \sum_{i=1}^{k} a_{11}^i y_{t-1}^i + \sum_{i=1}^{k} a_{12}^i y_{t-2}^i + \cdots + \sum_{i=1}^{k} a_{1p}^i y_{t-p}^i + \varepsilon_t^1 \\ y_t^2 = a_2^0 + \sum_{i=1}^{k} a_{21}^i y_{t-1}^i + \sum_{i=1}^{k} a_{22}^i y_{t-2}^i + \cdots + \sum_{i=1}^{k} a_{2p}^i y_{t-p}^i + \varepsilon_t^2 \\ \vdots \\ y_t^k = a_k^0 + \sum_{i=1}^{k} a_{k1}^i y_{t-1}^i + \sum_{i=1}^{k} a_{k2}^i y_{t-2}^i + \cdots + \sum_{i=1}^{k} a_{kp}^i y_{t-p}^i + \varepsilon_t^k \end{cases}$$

يظهر لنا جلياً في الكتابة الأخيرة أن كل معادلة هي عبارة عن معادلة انحدار لعنصر من الشعاع Y_t على ماضيه وماضي العناصر الأخرى من الشعاع ، كما نرى أيضا في هذه المعادلات نوعا من الانتظام الإحصائي في إدخال المتغيرات ، وبشكل خاص أخذ التأثيرات الديناميكية المتبادلة بين المتغيرات في الحسبان.

أ- الاستقرار:

قبل أن نقدم على تطبيق تقنية أشعة الانحدار الذاتي VAR ، من الواجب أولا دراسة استقرارية المتغيرات المكونة للنموذج ، فإن كانت غير مستقرة لا بد أن نحدث بعض التعديلات في المتغيرات حتى تصبح مستقرة.

نقول عن السياق العشوائي y_t مستقر إذا تحقق ما يلي[2]:

- الأمل الرياضي ثابت ومستقل عن الزمن: $E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu \forall t, \forall m$

- التباين متقارب ومستقل عن الزمن: $Var(y_t) < \infty \forall t$

[1] يمكن القول أن السلسلة العشوائية Yt تشكل لنا سياق الضجة البيضاء إذا تحققت الشروط التالية:

- $E(y_t) = m, \forall t.$
- $Var(y_t) = \delta^2, \forall t.$
- $Cov(y_t, y_{t+\theta}) = 0, \forall t, \theta, \theta \neq 0.$

[2] Régis Bourbonnais , économétrie "cours et exercices corrigés, 9e édition , dunod , paris , France , 2015 , P 239-240

- التباين المشترك مستقل عن الزمن : $cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$

من خلال هذه الخصائص يمكننا القول أنه لتحقيق سياق عشوائي مستقر يجب عدم وجود أي عامل تغيير مرتبط بالزمن.

وتوجد عدة اختبارات لمعرفة استقرار السلسلة الزمنية من عدمها ، نذكر منها:

- **اختبار ديكي و فولر [1] D.F (Dickey&Fuller):**

ليكن لدينا السياق العشوائي X_t، يقترح ديكي وفولر لإجراء هذا الاختبار النماذج الثلاثة الآتية:

- نموذج انحدار ذاتي:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

- نموذج انحدار ذاتي مع وجود الحد الثابت:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \mu + \sum_{i=1}^{p} a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

- نموذج انحدار ذاتي مع وجود الحد الثابت ومركبة الاتجاه العام:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \mu + \gamma t + \sum_{i=1}^{p} a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

يقوم اختبار D.F على اختبار قيمة ρ فيما إذا كانت $\rho = 1$ ، أي أن فرضيات الاختبار هي:

قبول هذه الفرضية يعني قبول عدم الاستقرار ووجود جذر الوحدة $H_0: \rho = 1$

قبول هذه الفرضية يعني قبول الاستقرار وعدم وجود جذر الوحدة $H_1: \rho < 1$

لإجراء هذا الاختبار نقوم بتقدير النماذج الثلاثة المذكورة سابقا بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS مع تحديد درجة التأخير P عن طريق معياري AKAIKE و SHAWARZ

[1] Dickey D. and Fuller W. , " Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root ", Journal of the American Statistical Association, volume 74 , Issue 366 , jun 1979 , pp .427-431.

ثم نقوم بحساب إحصائية الاختبار: $t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho}-1}{s_{\hat{\rho}}}$ ، ونقوم بمقارنتها مع t المجدولة التي قدمها ديكي وفولر، ففي حالة ما إذا كانت الإحصائية المحسوبة أكبر من المجدولة نقبل فرضية العدم ، أي وجود الجذر الأحادي ومنه السلسلة X_t غير مستقرة والعكس صحيح.

- اختبار ديكي و فولر المحسن[1] A.D.F (Augmanted Dickey&Fuller):

إن الاختبار السابق الذي تطرقنا إليه ، يعتمد في تطبيقه على فرضية أن الأخطاء العشوائية عبارة عن سياق ضجة بيضاء ، مما يعني طبعا عدم وجود ارتباط بين المتغيرات العشوائية ، لكن في سنة 1981 رأى كل من ديكي وفولر أنه لا داعي لوضع هذه الفرضية المسبقة وقاما باقتراح اختبار آخر يتم من خلال الخطوات الآتية:

- نقوم بتقدير النماذج الآتية:

$$\Delta X_t = \varphi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \varphi X_{t-1} + \mu + \sum_{i=1}^{p} a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \varphi X_{t-1} + \mu + \gamma t + \sum_{i=1}^{p} a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + \varepsilon_t$$

حيث: $\varphi = \rho - 1$

وفرضيات الإختبار هي:

$H_0: \varphi = 0$

$H_1: \varphi < 0$

[1] Dickey D. and Fuller W. , "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root" , Econometrica , volume 49 , No.4 , july 1981 , pp. 1057-1072.

- اختبار فيليبس وبيرون[1] (Phillips&Perron) :

يعتبر هذا الاختبار الغير معلمي فعالا ، حيث يأخذ بعين الاعتبار وجود ارتباط بين الأخطاء العشوائية أو عدم تجانس تباينات الأخطاء في نموذج ديكي وفولر.

ويمكن إيجاز هذا الاختبار في أربع مراحل[2]:

1-تقدير نماذج ديكي وفولر السابقة بطريقة OLS ، مع حساب الإحصائيات المرافقة.

2-تقدير التبيان قصير الأجل الذي يعطى بالعلاقة الآتية:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} \hat{\varepsilon}_t^2$$

حيث $\hat{\varepsilon}_t$: تمثل البواقي المقدرة.

3-تقدير المعامل المصحح S_t^2 (المسمى بالتباين طويل الأجل) ، والمستخرج من خلال بيانات التباين المشتركة للبواقي المقدرة في النماذج السابقة حيث:

$$S_t^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} \hat{\varepsilon}_t^2 + 2\sum_{i=1}^{\iota}\left(1 - \frac{i}{\iota+1}\right)\frac{1}{n}\sum_{t=i+1}^{n} \hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-i}$$

إذ: ι تمثل عدد فترات التباطؤ ، وتقدر بدلالة عدد المشاهدات n كما يلي:

$$\iota \approx 4\left(\frac{n}{100}\right)^{2/9}$$

4-تقدير إحصائية فيليبس وبيرون التي تعطى بالعلاقة الموالية:

$$t_{\hat{\phi}_1}^{*} = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}} + \frac{n(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}}$$

حيث: $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_t^2}$ (ويساوي 1 في الحالة التقريبية عندما تكون البواقي ε_t عبارة عن سياق الضجة البيضاء).

[1] Phillips P. and Perron P. , " Testing for a unit root in time series regression " , Biometrika, Vol. 75, No. 2 (Jun., 1988), pp. 335-346.

[2] Régis Bourbonnais , économétrie "cours et exercices corrigés", 9e édition , dunod , paris , 2015 , P 250.

وفي الأخير نقارن هذه الإحصائية مع القيمة الحرجة لجدول MacKinnon لقبول فرضية الاستقرار أو رفضها.

إذا تبين لنا من نتيجة الاختبارات المذكورة سابقا أن السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحوي جذر الوحدة نقوم بتطبيق مرشح الفروق الأولى $\Delta = (1 - B)$ ، ثم نختبر السلسلة الناتجة فإن لم تكن مستقرة نطبق مرشح الفروق الأولى مرة أخرى ، ونعيد الكرة حتى نحصل على سلسلة مستقرة.

ب- تقدير معلمات النموذج:

- طرق التقدير:

يمكن استخدام طريقتين لتقدير معلمات نموذج VAR وهما:

- طريقة المربعات الصغرى العادية OLS
- طريقة التقدير بواسطة أعظم احتمال[1] ML (Maximum Likelihood Estimation)

ولكن قبل القيام بعملية تقدير معلمات النموذج ، يجب التحقق من استقرارية السلاسل الزمنية المكونة لهذا النموذج وجعلها مستقرة وأيضا تحديد درجة التأخير الزمني للنموذج.

- تحديد درجة التأخير الزمني:

من أجل تحديد درجة التأخير المناسبة لنموذج VAR توجد عدة معايير إحصائية ، حيث تعمل هذه الأخيرة على تدنية مجموع مربعات البواقي إلى أقل قيمة ممكنة.

من بين هذه المعايير نذكر مايلي:

- **معيار المعلومات لـ AKAIKE[2]:**

[1] لمزيد من التفاصيل J. Johnston , J. Dinardo, Econometric Methods , McGraw-Hill International Editions: Economics Series , 4 edition , 1997, P 61-63

[2] Akaike, H. 1992. Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. Pages 610-624 In: Kotz, S., and N.L. Johnson, editors. Breakthroughs in Statistics Volume 1. Foundations and Basic Theory. Springer Series in Statistics, Perspectives in Statistics. Springer-Verlag: New York. (Originally published in Proceeding of the Second International Symposium on Information Theory, B.N. Petrovand F. Caski, eds.,Akademiai Kiado, Budapest, 1973, 267-281)

ويعطى بالعلاقة الآتية:

$$AIC(P) = Ln[det|\Sigma_e|] + \frac{2k^2p}{n}$$

ثم نختار بعد ذلك درجة التأخير P_0 التي تحقق العلاقة:

$$AIC(P_0) = Min_{p=0}^{h} AIC(P)$$

- **معيار المعلومات لـ SCHWARZ**[1]:

ويعطى بالعلاقة الآتية:

$$SC(P) = Ln[det|\Sigma_e|] + \frac{k^2pLn(n)}{n}$$

لنختار بعد ذلك درجة التأخير P_0 التي تحقق العلاقة:

$$SC(P_0) = Min_{p=0}^{h} SC(P)$$

حيث:

k : عدد متغيرات النظام.

n: عدد المشاهدات.

p: درجة التأخير.

Σ_e : مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة للبواقي.

h : درجة التأخير الأعلى التي تتوافق مع النظرية الاقتصادية أو البيانات المعطاة.

ج- السببية:

يعتبر مفهوم السببية من المفاهيم التي لقيت اهتمام كبير من طرف المختصين في تحليل السلاسل الزمنية ، لأن معرفة المتغير الذي يسبب الآخر يمكننا من صياغة سياسة اقتصادية سليمة

[1] G. Schwarz , Estimating the Dimension of a Model , The Annals of statistics , Volume 6, Number 2 (1978), P 461-464.

وفهم جيد للظواهر الاقتصادية ، أضف إلى ذلك فإن معرفة اتجاه السببية يمكننا من توضيح العلاقة الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية.

- اختبار السببية حسب مفهوم غرانجر (Granger 1969)[1]:

حسب مفهوم غرانجر للسببية فإن المتغير العشوائي y_{2t} يسبب المتغير العشوائي y_{1t} ، إذا كانت هناك معلومات في ماضي y_{2t} مفيدة في التنبؤ بـ y_{1t} ، وهذه المعلومات غير موجودة في ماضي y_{1t}.

ليكن لدينا نموذج أشعة الانحدار الذاتي المكون من المتغيرين y_{1t} ، y_{2t} مع درجة التأخير P كالآتي:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

حيث: a_0 ، b_0 ، a_i^1 ، b_i^1 ، a_i^2 ، b_i^2 ، $(i = 1,2,\ldots\ldots,p)$ هي معالم النموذج.

- المتغير y_{2t} لا يسبب المتغير y_{1t} ، إذا كانت الفرضية التالية محققة:

$$H_0: b_1^1 = b_2^1 = \cdots = b_p^1 = 0$$

- المتغير y_{1t} لا يسبب المتغير y_{2t} ، إذا كانت الفرضية التالية محققة:

$$H_0: a_1^2 = a_2^2 = \cdots = a_p^2 = 0$$

في حال تم رفض الفرضيتين السابقتين في آن واحد ، أي المتغير y_{2t} يسبب المتغير y_{1t} والمتغير y_{1t} يسبب المتغير y_{2t} ، فإنه يمكننا الإقرار بوجود علاقة تغذية مرتدة أو تبادلية (feedback effect).

[1] J. Granger , Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods , *Econometrica*, Vol. 37, No. 3. (Aug., 1969), P 424-438.

- اختبار السببية حسب مفهوم سيمس (Sims 1980):

قام سيمس بوضع اختبار يختلف قليلا عن اختبار غرانجر ، وذلك باعتبار أنه إذا سمحت القيم المستقبلية للمتغير y_{1t} بتفسير القيم الحالية للمتغير y_{2t} ، يمكننا من خلالها القول أن المتغير y_{2t} يسبب المتغير y_{1t} .

وهذا ما تترجمه الصيغة التالية[1]:

$$y_{1t} = a_1^0 + \sum_{i=1}^{p} a_{1i}^1 y_{1t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_{1i}^2 y_{2t-1} + \sum_{i=1}^{p} b_i^2 y_{2t+1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = a_2^0 + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}^1 y_{1t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}^2 y_{2t-1} + \sum_{i=1}^{p} b_i^1 y_{1t+1} + \varepsilon_{2t}$$

- y_{1t} لا يسبب y_{2t} ، في حالة قبول الفرضية التالية:

$$H_0: b_1^2 = b_2^2 = \cdots = b_p^2 = 0$$

- y_{2t} لا يسبب y_{1t} ، في حالة قبول الفرضية التالية:

$$H_0: b_1^1 = b_2^1 = \cdots = b_p^1 = 0$$

د- تحليل الصدمات ودوال الاستجابة:

إن الهدف الرئيسي من تحليل الصدمات ، هو دراسة وقياس أثر صدمة معينة على متغيرات النظام.

لنأخذ النموذج المقدر التالي:

$$\begin{cases} y_{1t} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 y_{1t-1} + \hat{a}_2 y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 y_{1t-1} + \hat{b}_2 y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

التغير في ε_{1t} خلال فترة زمنية معينة له أثر على y_{1t} و y_{2t} ثم y_{1t+1} و y_{2t+1} ، مثلا إذا أحدثنا صدمة تساوي 1 على ε_{1t} في اللحظة t فإن الأثر يكون كما يلي:

[2] Régis Bourbonnais , économétrie "cours et exercices corrigés", 9e édition , dunod , paris , 2015 , P 293

عند اللحظة t: $\begin{bmatrix}\Delta y_{1t}\\ \Delta y_{2t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1\\0\end{bmatrix}$

عند اللحظة t+1: $\begin{bmatrix}\Delta y_{1t+1}\\ \Delta y_{2t+1}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\hat{a}_1 & \hat{a}_2\\ \hat{b}_1 & \hat{b}_2\end{bmatrix}\begin{bmatrix}1\\0\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\hat{a}_1\\ \hat{b}_1\end{bmatrix}$

عند اللحظة t+2: $\begin{bmatrix}\Delta y_{1t+2}\\ \Delta y_{2t+2}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\hat{a}_1 & \hat{a}_2\\ \hat{b}_1 & \hat{b}_2\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta y_{1t+1}\\ \Delta y_{2t+1}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\hat{a}_1 & \hat{a}_2\\ \hat{b}_1 & \hat{b}_2\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\hat{a}_1\\ \hat{b}_1\end{bmatrix}$

هذه القيم المحسوبة تشكل لنا ما يعرف بدالة الاستجابة الفورية ، حيث تسمح لنا هذه الدوال بالتعرف على السلوك الحركي للنموذج وتبين رد فعل نظام المتغيرات الداخلية على أثر حدوث صدمة في الأخطاء.

للإشارة فإن الحالة السابقة تعتمد على فرضية أن البواقي مستقلة لكن هذه الفرضية نادرا ما تكون محققة، لأن في الواقع قد يوجد ارتباط بين الأخطاء العشوائية ، ولحل هذا المشكل نلجأ إلى بعض التحويلات لنستطيع تمثيل الأخطاء العشوائية بصفة شاقولية (أي مستقلة فيما بينها).

ليكن لدينا نموذج VAR ذو متغيرين ودرجة تأخير 1 كالآتي:

$$y_{1t}=a_1y_{1t-1}+b_1y_{2t-1}+v_{1t}$$

$$y_{2t}=a_2y_{1t-1}+b_2y_{2t-1}+v_{2t}$$

حيث: $Var(v_{1t})=\sigma^2_{v_1}\ ,Var(v_{2t})=\sigma^2_{v_2}\ ,Cov(v_{1t},v_{2t})=k\neq 0$

نقوم بحساب العلاقة $y_{2t}-(k/\sigma^2_{v_1})y_{1t}$ لنجد:

$$y_{2t}=\left(k/\sigma^2_{v_1}\right)y_{1t}+\left(a_2-a_1\times k/\sigma^2_{v_1}\right)y_{1t-1}+\left(b_2-b_1\times k/\sigma^2_{v_1}\right)y_{2t-1}+v_{2t}-(k/\sigma^2_{v_1})v_{1t}$$

نضع: $v_t=v_{2t}-(k/\sigma^2_{v_1})v_{1t}$

$$Cov(v_{1t},v_t)=E(v_{1t}v_t)=Cov(v_{1t},v_{2t})-\left(k/\sigma^2_{v_1}\right)E(v^2_{1t})=k-k=0$$

ثم نقوم بتحليل الصدمات انطلاقا من نظام المعادلات التالي حيث تكون الأخطاء العشوائية غير مرتبطة وممثلة بصفة شاقولية:

$$y_{1t} = a_1 y_{1t-1} + b_1 y_{2t-1} + v_{1t}$$

$$y_{2t} = \left(k/\sigma_{v_1}^2\right) y_{1t} + \left(a_2 - a_1 \times k/\sigma_{v_1}^2\right) y_{1t-1} + \left(b_2 - b_1 \times k/\sigma_{v_1}^2\right) y_{2t-1} + v_{2t} - \left(k/\sigma_{v_1}^2\right) v_{1t}$$

هـ- تحليل التباين:

يهدف تحليل تباين خطأ التنبؤ إلى حساب وتحديد مدى مساهمتها في تباين الخطأ. رياضيا ، نستطيع كتابة تباين خطأ التنبؤ لفترة معينة h بدلالة تباين الخطأ الخاص بكل متغير على حدا، ولمعرفة وزن أو نسبة مشاركة كل تباين نقوم بقسمة هذا التباين على تباين خطأ التنبؤ الكلي[1].

لنأخذ النموذج VAR(2) لمتغيرين y_{1t} و y_{2t} ، تباين خطأ التنبؤ لـ y_{1t} يكتب كما يلي:

$$\sigma_{y_1}^2(h)=\sigma_{y_1}^2[m_{11}^2(0)+m_{11}^2(1)+...+m_{11}^2(h-1)]+\sigma_{y_2}^2[m_{22}^2(0)+m_{22}^2(1)+...+m_{22}^2(h-1)]$$

حيث m_{ij} هي عناصر المصفوفة M.

في الأفق h ، تحليل تباين الأخطاء بالنسبة المئوية لـ (y_{1t} على y_{1t}) يعطى بالشكل الآتي:

$$\frac{\sigma_{\varepsilon_1}^2[m_{11}^2(0)+m_{11}^2(1)+...+m_{11}^2(h-1)]}{\sigma_{y_1}^2(h)}$$

وتحليل تباين الأخطاء بالنسبة المئوية لـ (y_{1t} على y_{2t}) كما يلي:

$$\frac{\sigma_{\varepsilon_2}^2[m_{22}^2(0)+m_{22}^2(1)+...+m_{22}^2(h-1)]}{\sigma_{y_1}^2(h)}$$

وهذا يعني إذا كانت صدمة معينة على ε_{1t} لا تؤثر على تباين خطأ y_{1t} مهما تكن h ، فمن المحتمل أن y_{2t} متغير خارجي باعتبار أن y_{2t} و ε_{1t} مستقلان.

[1] شيخي محمد ، طرق الإقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات ، دار الحامد ، الطبعة الأولى ، الجزائر ، 2011 ، ص 283

وبالمقابل إذا كانت لصدمة معينة على ε_{1t} أثر كبير على تباين خطأ y_{2t} فإن هذا الأخير متغير داخلي.

2- تقنية التكامل المشترك:

أ- مفهوم التكامل المشترك:

يسمح لنا تحليل التكامل المشترك بتعريف العلاقة بين عدة متغيرات ، حيث يعتبر انجل (Engle) و نيوبولد (Newbold) [1] أول من أشار إلى هذا المفهوم سنة 1974 تحت اسم الانحدار الزائف (spurious regressions) ، ليتم تحديد هذا المفهوم أكثر عن طريق كل من انجل (Engle) وغرانجر (Granger) سنة 1987 ثم جوهانسن (Johansen) سنة 1991 و 1995.

نقول عن السلسلة X_t متكاملة من الرتبة d $(d \geq 1)$، إذا كانت الفروقات من الدرجة (d-1) لا تمنح لنا سلسلة مستقرة ، ولكن هذه الأخيرة تستقر عند الفروقات من الدرجة (d).

نقول عن السلسلتين X_t و Y_t يشكلان تكامل مشترك إذا تحقق مايلي:

- السلسلتان X_t و Y_t متكاملتان من نفس الرتبة d.
- تشكل السلسلتان X_t و Y_t توليفة خطية تكون رتبة تكاملها أقل تماما من d ، حيث تكون رتبة تكاملها (d-b).

نقول عن السلسلة X_t متكاملة من الرتبة d أي: $X_t \sim I(d)$.

ونقول عن السلسلتين X_t و Y_t يشكلان تكامل مشترك أي: $X_t, Y_t \sim I(d,b)$.

وتوليفته الخطية: $\alpha X_t + \beta Y_t \sim I(d-b)$ ، حيث الشعاع (α, β) يسمى بشعاع التكامل المشترك.

[1] ARTHUR CHARPENTIER, "cour des séries temporelles, théorie et applications", université dauphine - paris , 2004, volume 2 , p 6-7

2- إختبارات التكامل المشترك:

أ- إختبار أنجل وغرانجر (Engle , Granger)[1]:

اقترح كل من أنجل و غرانجر سنة 1987 طريقة لاختبار علاقة التكامل المتزامن ترتكز على الخطوات التالية:

- **الخطوة الأولى:**

نقوم في هذه المرحلة بتقدير علاقة الإنحدار الآتية:

$$\hat{y}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x_{1t} + \cdots + \hat{\alpha}_k x_{kt} + \hat{\varepsilon}_t$$

ثم نقوم بحساب سلسلة البواقي المقدرة $\hat{\varepsilon}_t$.

ملاحظة: قبل القيام بهذه الخطوة يجب أولا التأكد من أن المتغيرات المدروسة لها نفس رتبة التكامل بحيث تختلف هذه الرتبة عن 0.

- **الخطوة الثانية:**

بعد استخراج سلسلة البواقي المقدرة $\hat{\varepsilon}_t$ ، نقوم باختبار إستقراريتها ، فإذا كانت غير مستقرة ، فإنه لا يوجد تكامل مشترك بين هذه المتغيرات ، أما إذا كان العكس ، فإن المتغيرات المدروسة في تكامل متزامن ، ومن الممكن تقدير تلك العلاقة بإستخدام نماذج تصحيح الخطأ ECM ، حيث يكون شعاع التكامل المتزامن في هذه الحالة معرف كما يلي:

$$[1, -\hat{\alpha}_0, -\hat{\alpha}_1, \ldots, -\hat{\alpha}_k]$$

بعد ذلك نقدر النموذج التالي:

$$\Delta\hat{y}_t = \hat{\beta}_1 \Delta x_{1t} + \hat{\beta}_2 \Delta x_{2t} + \cdots + \hat{\beta}_k x_{kt} + \hat{\gamma}_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \hat{u}_t$$

حيث: $\hat{\gamma}_1$ يجب أن تكون أقل من الصفر وهو يمثل قوة الإرجاع نحو التوازن كما أن إحصائية (*t-student*) المحسوبة للمعلمة $\hat{\gamma}_1$ أكبر من *t* المجدولة.

[1] ROBERT. F. ENGEL C.W.J GRANGER, " co-integration and error correction : representation , estimation, and testing " Econometrica, Vol 56, N° 02 (March 1987), p 251-275.

في حالة عدم تحقق هذه الشروط فإنه من غير الممكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ.

ب- اختبار التكامل المشترك لجوهانسن (Johansen):

كما نعلم[1] فإن تطبيق خورازمية أنجل وغرانجر لا يكون إلا في حالة شعاع تكامل متزامن واحد ، لكن هذه الحالة غير محققة في غالب الأحيان ، وبالتالي فإن طريقة غرانجر وأنجل غير مجدية بسبب عدم اتساق المقدرات المتحصل عليها بطريقة المربعات الصغرى العادية.

لهذا نلجأ إلى تمثيل العلاقة في شكل نموذج شعاع تصحيح الخطأ (Vector Error Correction Model, VECM) ، ويتم تقدير هذا النموذج بطريقة أعظم احتمال.

لفهم وتبسيط هذا النموذج نأخذ المثال التالي:

- ليكن نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR(p) المعرف كما يلي:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث:

Y_t: شعاع ذو بعد $(k \times 1)$ ويتكون من k متغيرة.

A_0: شعاع ذو بعد $(k \times 1)$.

A_i: مصفوفة ذو بعد $(k \times k)$ مع i=1.....p

يمكن كتابة هذا النموذج على شكل فروقات من الدرجة الأولى كالتالي:

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث: $A_2 = -B_1, A_3 = -B_2, \dots, A_p = -B_{p-1}$

$$\pi = \left(\sum_{i=1}^{p} A_i - I_k\right)$$

[1] Régis Bourbonnais , économétrie "cours et exercices corrigés", 9e édition , dunod , paris , 2015 , P 308-313

كما نستطيع كتابة المصفوفة π على الشكل: $\pi = \alpha\beta'$ حيث α يمثل شعاع قوة الإرجاع نحو التوازن وβ شعاع تمثل عناصره معاملات العلاقات طويلة الأجل للمتغيرات، أي كل توليفة خطية تمثل علاقة تكامل متزامن.

ليكن r رتبة المصفوفة π :

- إذا كان r=0 : لا نستطيع تمثيل العلاقة بنموذج شعاع تصحيح الخطأ ، بل نلجأ الى تقدير نموذج VAR الكلاسيكي.

- إذا كان r=k : فإن كل متغيرات النموذج متكاملة من الرتبة 0 ، وهذا يعني غياب مشكلة التكامل المشترك.

- إذا كان $(1 \leq r \leq k-1)$: فإنه توجد r علاقة تكامل متزامن ، ويتم تمثيل هذه العلاقات في شكل نموذج شعاع تصحيح الخطأ كما يلي:

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \alpha e_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث: $e_t = \beta' Y_t$

ولتحديد عدد علاقات التكامل المتزامن اقترح جوهانسن (Johansen) سنة 1988 اختبارا يعتمد على القيم الذاتية لمصفوفة يتم حسابها بإتباع الخطوتين التاليتين:

- **الخطوة الأولى:**

حساب البواقي μ_t و ν_t من خلال الإنحدارين الآتيين:

الانحدار الأول:

$$\Delta Y_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 \Delta Y_{t-1} + \hat{A}_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \hat{A}_p \Delta Y_{t-p} + \mu_t$$

الانحدار الثاني:

$$Y_{t-1} = \hat{A'}_0 + \hat{A'}_1 \Delta Y_{t-1} + \hat{A'}_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \hat{A'}_p \Delta Y_{t-p} + \nu_t$$

مع: $Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \cdots \\ \cdots \\ y_{k,t} \end{bmatrix}$

μ_t و ν_t مصفوفات البواقي ذات البعد $(k \times n)$ حيث k عدد المتغيرات و n عدد المشاهدات.

- **الخطوة الثانية:**

حساب مصفوفات التباين والتباين المشترك التي تسمح لنا باستخراج القيم الذاتية ، حيث نقوم بحساب أربع مصفوفات ذات بعد $(k \times k)$ انطلاقا من البواقي μ_t و ν_t.

$$\hat{\Sigma}_{\mu\mu} = (1/n) \sum_{t=1}^{n} \mu_t u'_t$$

$$\hat{\Sigma}_{\nu\nu} = (1/n) \sum_{t=1}^{n} \nu_t \nu'_t$$

$$\hat{\Sigma}_{\mu\nu} = (1/n) \sum_{t=1}^{n} \mu_t \nu'_t$$

$$\hat{\Sigma}_{\nu\mu} = (1/n) \sum_{t=1}^{n} \nu_t u'_t$$

ويتم الحصول على k قيمة ذاتية للمصفوفة M ذات البعد $(k \times k)$ التي يمكن حسابها كما يلي:

$$M = \hat{\Sigma}_{\nu\nu}^{-1} \hat{\Sigma}_{\nu\mu} \hat{\Sigma}_{\mu\mu}^{-1} \hat{\Sigma}_{\mu\nu}$$

ولتحديد عدد علاقات التكامل المتزامن اقترح جوهانسن إجراء اختبارين ، الأول يتمثل في اختبار الأثر (Trace) ، حيث تحسب احصائيته كالتالي:

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^{k} Ln(1-\lambda_i)$$

إذ n: عدد المشاهدات ، λ_i : القيمة الذاتية رقم i للمصفوفة M ، k: عدد المتغيرات ، r: رتبة المصفوفة.

حيث أن تلك الإحصائية تتبع قانون توزيع احتمالي يحاكي توزيع χ^2 ، تمت جدولته عن طريق (Johansen , Juselius) سنة 1990.

هذا الاختبار يقوم على الفرضيات التالية:

– رتبة المصفوفة π تساوي 0 (r=0) ، فإن فرضية العدم تكون كما يلي:

$$H_0: r = 0$$

أما الفرضية البديلة تكون كما يلي:

$$H_1: r > 0$$

إذا تم رفض الفرضية الصفرية ننتقل إلى الاختبار التالي (نرفض الفرضية الصفرية في حالة احصائية λ_{trace} أكبر من λ المجدولة).

– رتبة المصفوفة π تساوي 1 (r=1) ، فإن فرضية العدم تكون كما يلي:

$$H_0: r = 1$$

أما الفرضية البديلة تكون كما يلي:

$$H_1: r > 1$$

إذا تم رفض فرضية العدم ننتقل إلى الاختبار الموالي وهكذا دواليك ، حتى نصل إلى الفرضية التالية:

$$H_0: r = k - 1$$

أما الفرضية البديلة تكون كما يلي:

$$H_1: r = k$$

إذا تم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة ، أي أن رتبة المصفوفة π تساوي k ، نقر بعدم وجود علاقة تكامل متزامن لأن كل المتغيرات متكاملة من الرتبة 0.

أما الاختبار الثاني فيتمثل في اختبار القيمة الذاتية القصوى λ_{max} والتي تحسب احصائيته كالتالي:

$$\lambda_{max} = -nLn(1-\lambda_{r+1}) \qquad r = 0,1,2 \ldots..$$

واختبار الفرضيات يجرى بنفس خطوات الاختبار السابق.

المبحث الثاني: عرض وتحليل النتائج.

المطلب الأول: عرض النتائج.

1- اختبار سكون السلاسل الزمنية GDP و GFCF:

لمعرفة استقرار السلاسل الزمنية في المستوى ، نقوم بتطبيق اختبار ديكي وفولر المطور واختبار فيليب وبيرون على السلاسل الأصلية ، لنتحصل على النتائج الآتية:

الجدول رقم (1): نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الأصلية.

نوع الاختبار	نوع النموذج		السلسلة الزمنية	
			GDP	GFCF
اختبار ديكي فولر المطور ADF	مع الثابت	احصائية الاختبار	1,631	2,617
		القيمة الجدولية عند 5%	-2,928	-2,927
		القيمة الاحتمالية	0,999	0,999
	ثابت ومركبة اتجاه العام	احصائية الاختبار	0,360	0,946
		القيمة الجدولية عند 5%	-3,513	-3,511
		القيمة الاحتمالية	0,998	0,999
	بدون	احصائية الاختبار	4,888	4,740
		القيمة الجدولية عند 5%	-1,948	-1,948
		القيمة الاحتمالية	1,000	0,999
اختبار فيليب بيرون PP	مع الثابت	احصائية الاختبار	1,983	2,184
		القيمة الجدولية عند 5%	-2,920	-2,927
		القيمة الاحتمالية	0,999	0,999
	ثابت ومركبة اتجاه العام	احصائية الاختبار	-0,131	0,497
		القيمة الجدولية عند 5%	-3,510	-3,511
		القيمة الاحتمالية	0,993	0,999
	بدون	احصائية الاختبار	6,995	3,928
		القيمة الجدولية عند 5%	-1,948	-1,948
		القيمة الاحتمالية	1,000	0,999

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

من خلال نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية الأصلية (في المستوى) ، يتضح أن القيم المطلقة لإحصائية الاختبار بالنسبة لسلسلة GDP والسلسلة GFCF أقل تمام من القيم المطلقة لقيم Mackinnon الجدولية لجميع النماذج وذلك في كل من اختباري ADF و PP ، وما يعزز هذه النتيجة هو القيم الاحتمالية التي كلها أكبر من 0.05 ، وهذا ما يقود إلى أن السلسلتين غير مستقرتين وتحتويان على جذر الوحدة.

نطبق نفس الاختبارات السابقة على الفروقات الأولى لسلاسل المعنية ، لنتحصل على ما يلي:

الجدول رقم (2): نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل عند الفروقات الأولى.

نوع الاختبار	نوع النموذج		السلسلة الزمنية	
			D(GDP)	D(GFCF)
اختبار ديكي فولر المطور ADF	مع الثابت	احصائية الاختبار	-5,714	-4,511
		القيمة الجدولية عند 5%	-2,928	-2,927
		القيمة الاحتمالية	0,000	0,001
	ثابت ومركبة اتجاه العام	احصائية الاختبار	-6,004	-4,916
		القيمة الجدولية عند 5%	-3,513	-3,513
		القيمة الاحتمالية	0,000	0,001
	بدون	احصائية الاختبار	-1,059	-3,718
		القيمة الجدولية عند 5%	-1,948	-1,948
		القيمة الاحتمالية	0,257	0,000
اختبار فيليب بيرون PP	مع الثابت	احصائية الاختبار	-5,996	-4,481
		القيمة الجدولية عند 5%	-2,928	-2,928
		القيمة الاحتمالية	0,000	0,001
	ثابت ومركبة اتجاه العام	احصائية الاختبار	-6,281	-4,892
		القيمة الجدولية عند 5%	-3,513	-3,513
		القيمة الاحتمالية	0,000	0,001
	بدون	احصائية الاختبار	-2,520	-3,685
		القيمة الجدولية عند 5%	-1,948	-1,948
		القيمة الاحتمالية	0,013	0,000

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

من خلال نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية عند الفروقات الأولى، يتضح أن القيم المطلقة لإحصائية الاختبار بالنسبة للسلسلة D(GFCF) أكبر تماما من القيم المطلقة لقيم Mackinnon الجدولية لجميع النماذج وذلك في كل من اختباري ADF و PP ، وما يعزز هذه النتيجة هو القيم الاحتمالية التي كلها أقل من 0.05 ، وهذا ما يقود إلى أن السلسلة مستقرة عند الفروقات الأولى.

أما بالنسبة للسلسلة D(GDP) نلاحظ أن القيم المطلقة لإحصائية اختبار ADF أكبر تماما من القيم المطلقة لقيم Mackinnon الجدولية في النموذج الأول والثاني ، لكن غير مستقرة بالنسبة للنموذج الثالث لأن القيمة المطلقة لإحصائية الاختبار أقل تماما من القيمة المطلقة لقيمة Mackinnon الجدولية ، وهو ما تؤكده القيمة الاحتمالية للاختبار التي تساوي 0.257 وهي أكبر من 0.05 ، أما بالنسبة لاختبار PP فيشير إلى أن السلسلة D(GDP) مستقرة باعتبار أن القيم المطلقة لإحصائية هذا الاختبار أكبر تماما من القيم المطلقة لقيم Mackinnon الجدولية في جميع النماذج وما يعزز ذلك القيم الاحتمالية للاختبار التي كلها أقل من 0.05 ، ونحن نعلم أن اختبار PP له قدرة اختبارية أفضل، وهو أدق من اختبار ADF ، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP.

من خلال نتائج اختبار السكون يمكننا القول أن السلاسل الزمنية GDP و GFCF مستقرة من الرتبة الأولى أي:

$$GFCF \sim I(1) \ , \ GDP \sim I(1)$$

وبالتالي هذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفروقات الأولى.

2- اختبار التكامل المشترك لجوهانسن (Johansen):

بما أن السلاسل الزمنية المراد دراستها متكاملة من نفس الرتبة ، فإنه من المحتمل وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات ، وللتأكد من هذه الفرضية نقوم باختبار وجود التكامل

المشترك بين هذه السلاسل باعتماد اختبار جوهانسن ، وذلك بعد الحصول على درجة التأخير المثلى لنموذج VAR ثم تقديره باستخدام السلاسل الأصلية.

بعد الخطوات المذكورة سابقا تحصلنا على نتائج اختبار جوهانسن والتي نلخصها من خلال مخرجات جدول Eviews 9 كما يلي:

الجدول رقم (3): نتائج اختبار جوهانسن.

Date: 04/30/18 Time: 16:33
Sample (adjusted): 1974 2016
Included observations: 43 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: GDP GFCF
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	0.089685	4.491388	15.49471	0.8602
At most 1	0.010431	0.450897	3.841466	0.5019

Trace test indicates no cointegration 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	0.089685	4.040491	14.26460	0.8551
At most 1	0.010431	0.450897	3.841466	0.5019

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

من خلال نتائج الجدول رقم (3) يتضح أن القيم الاحتمالية لاختباري الأثر والقيمة الذاتية القصوى كلها أكبر من 0.05 ، وهو ما يجعلنا نرفض جميع الفرضيات التي تقر بوجود علاقة تكامل متزامن بين متغيرات الدراسة ، أي عدم وجود علاقة في الأجل الطويل لذا سنكتفي بدراسة العلاقة بين المتغيرات في الأجل القصير فقط.

3- تحديد درجة التأخير المثلى:

لتحديد درجة التأخير المثلى لنموذج VAR الخاص بالسلاسل الزمنية D(GDP) و D(GFCF) ، قمنا باستخدام عدة معايير كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول رقم (4): معايير تحديد درجة التأخير المثلى.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: D(GDP) D(GFCF)
Exogenous variables: C
Date: 05/02/18 Time: 10:46
Sample: 1970 2016
Included observations: 42

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1940.978	NA	5.21e+37	92.52277	92.60552	92.55310
1	-1929.178	21.91407	3.60e+37	92.15135	92.39959*	92.24234
2	-1922.908	11.04784*	3.24e+37*	92.04323*	92.45696	92.19488*
3	-1922.473	0.725583	3.85e+37	92.21298	92.79220	92.42529
4	-1921.621	1.337778	4.50e+37	92.36292	93.10763	92.63588

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

يتضح من خلال الجدول رقم (4) أن القيمة الدنيا لجميع المعايير بما فيها معيار AIC تسجل عند درجة التأخير تساوي 2 باستثناء معيار SC الذي تسجل قيمته الدنيا عند درجة تأخير مساوية للواحد ، في هذه الحالة نأخذ درجة تأخير p=2 والموافقة لمعيار AIC لأنه أكثر دقة من معيار SC.

4- اختبار السببية وفق غرانجر (Granger):

سنقوم الآن بدراسة العلاقة السببية بين الفروقات الأولى للناتج الداخلي الخام D(GDP) و الفروقات الأولى لإجمالي تكوين رأس المال الثابت D(GFCF) مع أخذ درجة التأخير المثلى P=2 ، ويمكن عرض النتائج في الجدول الموالي:

الجدول رقم (5): نتائج اختبار السببية وفق غرانجر.

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/02/18 Time: 11:22
Sample: 1970 2016
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(GFCF) does not Granger Cause D(GDP)	44	6.45919	0.0038
D(GDP) does not Granger Cause D(GFCF)		4.21384	0.0220

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

نتائج اختبار السببية لغرانجر الموضحة في الجدول أعلاه تبين أن المتغير D(GFCF) يسبب المتغير D(GDP) ، ويعزز ذلك القيمة الاحتمالية المقابلة لإحصائية فيشر التي هي أقل من 0.05 ، وبالمقابل أيضا نلاحظ أن المتغير D(GDP) يسبب المتغير D(GFCF) ، حيث أن القيمة الاحتمالية لاختبار فيشر أقل من 0.05 وهو ما يقودنا إلى رفض فرضية العدم ، ويمكن تلخيص نتائج الجدول في وجود علاقة سببية في الاتجاهين أي علاقة تبادلية (feedback effect).

5- تقدير نموذج VAR:

بعد دراسة استقرارية السلاسل الزمنية المراد دراستها وتأكدنا من عدم وجود علاقة تكامل مشترك فيما بينها، قمنا بتقدير نموذج VAR وفق درجة التأخير المثلى P=2 المتحصل عليها سابقا ، لنتحصل على نتائج التقدير كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول رقم (6): نتائج تقدير نموذج VAR.

Vector Autoregression Estimates
Date: 04/30/18 Time: 12:01
Sample (adjusted): 1973 2016
Included observations: 44 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D(GDP)	D(GFCF)
D(GDP(-1))	0.061334	0.216161
	(0.14777)	(0.24616)
	[0.41507]	[0.87814]
D(GDP(-2))	0.185228	0.570103
	(0.11986)	(0.19967)
	[1.54534]	[2.85525]
D(GFCF(-1))	0.345146	0.250466
	(0.09912)	(0.16512)
	[3.48193]	[1.51684]
D(GFCF(-2))	0.098264	-0.258461
	(0.11344)	(0.18898)
	[0.86619]	[-1.36770]
C	1.81E+09	-7.23E+08
	(6.0E+08)	(9.9E+08)
	[3.03590]	[-0.72712]
R-squared	0.479473	0.284148
Adj. R-squared	0.426085	0.210727
Sum sq. resids	1.37E+20	3.81E+20
S.E. equation	1.88E+09	3.13E+09
F-statistic	8.981013	3.870130
Log likelihood	-999.2849	-1021.739
Akaike AIC	45.64932	46.66995
Schwarz SC	45.85206	46.87269
Mean dependent	3.45E+09	1.93E+09
S.D. dependent	2.48E+09	3.52E+09
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.61E+37
Determinant resid covariance		2.05E+37
Log likelihood		-2014.978
Akaike information criterion		92.04448
Schwarz criterion		92.44997

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

انطلاقا من الجدول رقم (6) يمكن كتابة النموذج المقدر على شكل معادلات كما يلي:

D(GDP)= 1.8E(+09)+0.061 D(GDP(-1))+0.185 D(GDP(-2))+
0.345 D(GFCF(-1))+0.098 D(GFCF(-2)).
D(GFCF)= -7.23E(+08)+0.216 D(GDP(-1))+0.57 D(GDP(-2))+
0.25 D(GFCF(-1))-0.258 D(GFCF(-2)).

أ- التفسير الإحصائي:

تظهر لنا نتائج التقدير معادلتين ، الأولى تشرح لنا المتغير D(GDP) بدلالة قيمه السابقة والقيم المتأخرة للمتغير D(GFCF) ، حيث تظهر لنا هذه المعادلة معنوية كل من معلمتي الثابت والمتغير D(GFCF) مع فترة الإبطاء الأولى (D(GFCF(-1)) ، وما يعزز هذه النتيجة قيم احصائية ستيودنت التي هي أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية 5 % (t_{tab}=1.95) ، أما باقي معلمات المعادلة فهي غير معنوية من خلال اختبار ستيودنت ، وبصفة عامة نستطيع القول أن المعادلة المقدرة معنوية وذلك من خلال احصائية فيشر التي هي أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية ، أما من ناحية القدرة التفسيرية للمعادلة فهي مقبولة عموما ، حيث نلاحظ من خلال معامل التحديد أن القيم المتأخرة للمتغيرات D(GDP) و D(GFCF) تفسر المتغير D(GDP) بنسبة 47.94 % .

أما المعادلة الثانية المتعلقة بتفسير المتغير D(GFCF) بدلالة قيمه السابقة والقيم المتأخرة للمتغير D(GDP) نلاحظ أن جميع معلماتها غير معنوية باستثناء المعلمة الخاصة بالمتغير D(GDP) مع فترة الإبطاء الثانية (DGDP(-2)) ، لكن النموذج ككل نستطيع القول عنه انه معنوي من خلال احصائية فيشر التي هي أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية 5 % ، اما فيما يخص معامل التحديد فهو ضعيف نوعا ما حيث أن النموذج يفسر المتغير D(GFCF) بـ 28.41 % فقط.

ب- التفسير الاقتصادي:

من خلال المعادلة الأولى للنموذج المقدر يمكن القول أنه هناك علاقة طردية بين الناتج الداخلي الخام واجمالي تكوين رأس المال الثابت مع فترة الإبطاء الأولى ، حيث أن زيادة في D(GFCF(-1)) بـ 100 % ستؤدي إلى زيادة في D(GDP) بـ 34.51 %.

أما المعادلة الثانية فهي تبرز ايضا عن علاقة طردية بين اجمالي تكوين رأس المال الثابت الناتج الداخلي الخام مع فترة الإبطاء الثانية ، حيث أن زيادة في (DGDP(-2)) بـ 100 %

ستؤدي إلى زيادة في D(GFCF) بـ 57.01 % ، ويمكن القول في الأخير أن هذه النتائج لا تتعارض مع النظرية الاقتصادية.

6- اختبار صحة النموذج:

للتأكد من مدى صلاحية النموذج ودرجة الاعتماد عليه لغرض بلوغ الأهداف المنشودة من وراء بنائه خاصة في تحليل آثار الصدمات ودوال الاستجابة الفورية ، وتحليل تفكيك التباين ، قمنا بإخضاع هذا النموذج لمجموعة من الاختبارات التشخيصية.

أ- اختبار استقرارية نموذج VAR:

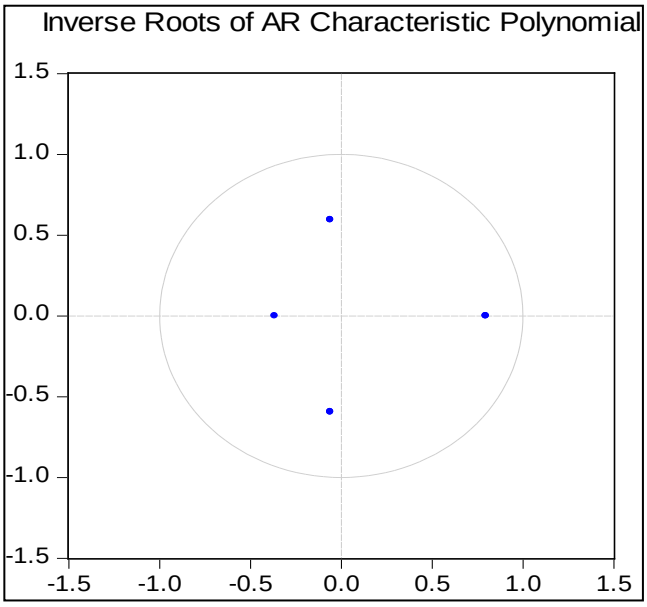
يشير الشكل (3) أن كل قيم الجذور المعكوسة هي داخل دائرة الاختبار ، أي تلك القيم أقل من الواحد ، ومنه يمكننا القول أن نموذج VAR المقدر هو نموذج مستقر.

الشكل (3): نتائج اختبار الجذور المعكوسة.

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: D(GDP) D(GFCF)
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 2
Date: 05/03/18 Time: 15:32

Root	Modulus
0.796037	0.796037
-0.058949 - 0.593964i	0.596882
-0.058949 + 0.593964i	0.596882
-0.366339	0.366339

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.



المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

ب- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي Jarque-Bera:

يشير الجدول رقم (7) إلى قبول فرضية العدم لكل من البواقي الخاصة بالمعادلة الأولى والثانية والنموذج ككل ، وهذا ما تؤكده القيم الاحتمالية الخاصة باختبار Jarque-Bera التي

كلها أكبر من 0.05 ، وعليه يمكننا القول أن سلسلة البواقي الخاصة بنموذج VAR المقدر تتبع التوزيع الطبيعي وهو جيد بالنسبة لدراستنا.

الجدول رقم (7): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي حسب Jarque-Bera.

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.519569	2	0.7712
2	0.962693	2	0.6180
Joint	1.482262	4	0.8298

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

ج- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي:

لدراسة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج ، نستعمل اختباري مضاعف لاغرونجل LM Test و Box-Pierce/Ljung-box ، لتكون النتائج كما يلي:

الجدول رقم (8): نتائج اختباري Box-Pierce/Ljung-box وLM Test

VAR Residual Serial Correlation LM Te...
Null Hypothesis: no serial correlation at...
Date: 05/03/18 Time: 16:06
Sample: 1970 2016
Included observations: 44

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.057017	0.7253
2	1.720628	0.7870
3	2.235633	0.6925
4	2.504862	0.6438
5	5.769905	0.2170
6	1.394941	0.8451
7	6.368979	0.1732
8	7.877219	0.0962
9	7.002763	0.1357
10	2.626781	0.6221
11	2.991025	0.5593
12	6.812102	0.1462

Probs from chi-square with 4 df.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/03/18 Time: 16:04
Sample: 1970 2016
Included observations: 44

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.822189	NA*	0.841310	NA*	NA*
2	1.722528	NA*	1.784522	NA*	NA*
3	3.908885	0.4185	4.130857	0.3886	4
4	6.032147	0.6436	6.466445	0.5951	8
5	10.81250	0.5451	11.85967	0.4570	12
6	11.87738	0.7524	13.09268	0.6660	16
7	16.10906	0.7098	18.12495	0.5792	20
8	22.41321	0.5546	25.83002	0.3618	24
9	26.60523	0.5398	31.09999	0.3127	28
10	28.22555	0.6582	33.19688	0.4087	32
11	30.32065	0.7351	35.99035	0.4691	36
12	35.25605	0.6835	42.77652	0.3528	40

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

تشير نتائج الجدول رقم (8) إلى أن القيم الاحتمالية الخاصة باختبار Box-Pierce/Ljung-box والقيم الاحتمالية الخاصة باختبار LM Test كلها أكبر من 0.05 ، وعليه نقبل فرضية العدم التي تقر بعدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج المقدر.

د- اختبار عدم تجانس تباين الخطأ Breusch-Pagan-Godfrey:

يعتبر تجانس وثبات تباين الخطأ للنموذج شرط جد مهم لدراسة دوال الاستجابة الفورية وتحليل تفكيك التباين ، لمعرفة ثبات تباين الخطأ من عدمه قمنا بإخضاع النموذج للاختبار التالي:

الجدول رقم (9): اختبار عدم تجانس تباين الخطأ Breusch-Pagan-Godfrey

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 05/03/18 Time: 16:20
Sample: 1970 2016
Included observations: 44

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
20.41248	24	0.6731

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,35)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.142566	0.727433	0.6664	6.272902	0.6167
res2*res2	0.209501	1.159478	0.3504	9.218039	0.3242
res2*res1	0.265886	1.584563	0.1650	11.69898	0.1651

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

من خلال الجدول رقم (9) أن القيمة الاحتمالية المقابلة لإحصائية Khi-Deux أكبر من 0.05 ، وهو ما يعني قبول الفرضية الصفرية التي تقر بثبات و تجانس تباين الخطأ.

7- السلوك الحركي للنموذج:

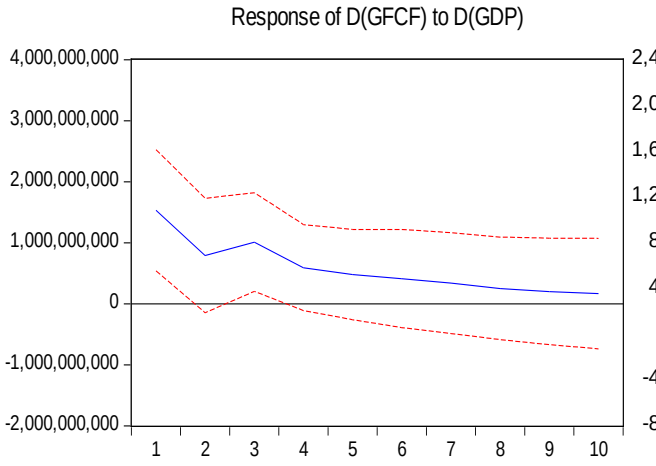
بعد أن تعرفنا من خلال النتائج السابقة عن وجود علاقة تبادلية في الأجل القصير وغيابها في الأجل الطويل ، لابد من معرفة مدى الاستجابة الفورية (النبضية) بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المالي الثابت بالإضافة لتحليل تفكيك التباين بين تلك المتغيرات وذلك قصد شرح السلوك الحركي للنموذج.

أ- دوال الاستجابة الفورية (النبضية):

تعكس الاستجابة الفورية مدى استجابة المتغير التابع لصدمات التي تحدث للمتغيرات التفسيرية ، ويبين الشكل التالي الاستجابة النبضية بين متغيرات النموذج على مدى 10 سنوات:

الشكل (4): دوال الاستجابة الفورية

A



B

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

من خلال الشكل (4) وتحديدا الجزء A ، الذي يبين استجابة المتغير D(GDP) لصدمة عشوائية بمقدار انحراف معياري واحد على المتغير D(GFCF) ، نشاهد تسجيل أثر استجابة موجب على مستوى جميع الفترات وهو ما يتناسب مع العلاقة الطردية بين الناتج الداخلي الخام واجمالي تكوين رأس المال الثابت ، هذه الاستجابة ومن خلال الشكل نلاحظ أنها تأخرت في الظهور إلى غاية السنة الثانية أين تم تسجيل أعلى أثر للاستجابة ، وهذا التأخر ربما يعود إلى كيفية مساهمة الاستثمارات في الناتج الداخلي الخام التي لا يظهر أثرها في نفس السنة وقد يمتد إلى عدة سنوات حسب سرعة ادخال المشاريع ، ثم نسجل في السنة الثالثة والرابعة انخفاض محسوس في أثر الاستجابة ، ليرتفع بعدها قليلا في السنة السادسة ثم يبدأ في التلاشي تدريجيا خلال باقي الفترات.

أما الجزء B فهو يبين لنا استجابة المتغير D(GFCF) لصدمة عشوائية بمقدار انحراف معياري واحد على المتغير D(GDP) ، حيث نشاهد أيضا تسجيل أثر استجابة موجب على مستوى جميع الفترات ، لكن هذا الأثر كان فوري وتم تسجيله في السنة الأولى مباشرة لينخفض بعدها في السنة الثانية ثم يعود للارتفاع لكن بشكل طفيف في السنة الثالثة ، ليسجل بعدها انخفاض في باقي الفترات ويبدأ هذا الأثر في التلاشي تدريجيا ، هذا التلاشي يؤكد نتائج اختباري السببية والتكامل المشترك التي تقر بغياب العلاقة بين الناتج الداخلي الخام واجمالي تكوين رأس المال الثابت في الأجل الطويل ووجودها في الأجل القصير فقط.

ب- تحليل تفكيك التباين:

في هذا النوع من التحليل، يتم قياس تأثير الصدمات على متغيرات النموذج عبر الزمن، وذلك عن طريق قياس اسهام الصدمات العشوائية لمتغيرات النموذج في التقلبات المستقبلية لمتغير ما ، وبصيغة أخرى قياس النسبة من تباين خطأ التنبؤ للمتغير محل الاعتبار العائد للصدمات غير المتنبئ بها لكل متغير من متغيرات النموذج خلال فترة التنبؤ.

حسب ما تشير إليه نتائج تفكيك التباين الموضحة في الجدول (10) ، الذي يبين نتائج تفكيك تباين خطأ التنبؤ لمتغيري الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت لأفق تنبؤي يمتد على مدى عشر سنوات ، نلاحظ في السنة الأولى بعد احداث صدمة في المتغير D(GFCF) أن جميع التغيرات في تباين المتغير D(GDP) عائدة للمتغير نفسه عكس السنة الثانية أين يساهم المتغير D(GFCF) في 18.35 % من التغييرات الحاصلة في تباين المتغير D(GDP) لترتفع هذه النسبة تدريجيا حتى تصل إلى 20.26 % في السنة العاشرة ، هذه النسب الضئيلة نوعا ما تعكس واقع الاقتصاد الجزائري الذي يحاول الخروج من اقتصاد المحروقات وتنويع قاعدته الاقتصادية.

الجدول رقم (10): نتائج تحليل تفكيك التباين

Variance Decomposition of D(GDP):			
Perio...	S.E.	D(GDP)	D(GFCF)
1	1.88E+09	100.0000	0.000000
2	2.19E+09	81.65361	18.34639
3	2.41E+09	79.29597	20.70403
4	2.48E+09	80.14891	19.85109
5	2.54E+09	80.29225	19.70775
6	2.58E+09	79.81154	20.18846
7	2.60E+09	79.74580	20.25420
8	2.62E+09	79.78715	20.21285
9	2.63E+09	79.76814	20.23186
10	2.63E+09	79.73959	20.26041
Variance Decomposition of D(GFCF):			
Perio...	S.E.	D(GDP)	D(GFCF)
1	3.13E+09	24.02633	75.97367
2	3.29E+09	27.35532	72.64468
3	3.46E+09	33.29559	66.70441
4	3.53E+09	34.73906	65.26094
5	3.61E+09	35.10403	64.89597
6	3.63E+09	35.85937	64.14063
7	3.65E+09	36.38757	63.61243
8	3.66E+09	36.60902	63.39098
9	3.67E+09	36.74484	63.25516
10	3.68E+09	36.85693	63.14307
Cholesky Ordering: D(GDP) D(GFCF)			

المصدر: إعداد الطالبين، بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

أما عند احداث صدمة في المتغير D(GDP) ، نلاحظ من الجدول أن التغيرات في تباين المتغير D(GFCF) خلال السنة الأولى تعود للمتغير D(GDP) بنسبة 24.03 % ، ثم ترتفع هذه النسبة إلى 27.35 % و 33.29 % خلال السنة الثانية والثالثة على التوالي ، وتبقى هذه النسب في الارتفاع حتى تصل إلى 36.86 % خلال السنة العاشرة ، هذه النسب المرتفعة نوعا ما تعكس أهمية صدمات الناتج الداخلي الخام في التأثير على إجمالي تكوين رأس المال الثابت ، هذه الأهمية تفسر بطبيعة الاقتصاد الريعي للجزائر الذي يعتمد في غالبية عوائده على قطاع المحروقات ، ليوجه جزء من هذه العوائد للاستثمار في البنى التحتية وتوفير الخدمات العامة ، لاسيما في مجالات الصحة والتعليم.

المطلب الثاني: مناقشة النتائج.

- ✓ بينت نتائج اختبارات الاستقرارية للسلاسل الزمنية محل الدراسة عدم استقرارها في المستوى لكن تستقر عند تطبيق الفروقات الأولى ، وهو ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية التي تشير إلى أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تستقر عند الفروقات الأولى.
- ✓ استقرار السلاسل الزمنية عند الفروقات الأولى يتيح امكانية وجود علاقة تكامل مشترك بين الناتج الداخلي الخام واجمالي تكوين رأس المال الثابت.
- ✓ أوضحت نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن أنه لا توجد علاقة تكامل متزامن بين الناتج الداخلي الخام واجمالي تكوين رأس المال الثابت أي عدم وجود علاقة في الأجل الطويل بينهما.
- ✓ تشير نتائج اختبار السببية وفق غرانجر إلى وجود علاقة تغذية مرتدة (feedback effect) بين متغيرات الدراسة ، أي الناتج الداخلي الخام يسبب اجمالي تكوين رأس المال الثابت و اجمالي تكوين رأس المال الثابت يسبب الناتج الداخلي الخام في الأجل القصير.
- ✓ وفق النتائج المتحصل عليها سابقا قمنا بتمثيل العلاقة بين متغيرات الدراسة في الأجل القصير على شكل نموذج أشعة الانحدار الذاتي الكلاسيكي VAR ، وقد بينت نتائج التقدير عن وجود علاقة طردية بين الناتج الداخلي الخام واجمالي تكوين رأس المال الثابت في كلتا معادلتي النموذج.
- ✓ قمنا بإخضاع النموذج المقدر لمجموعة من الاختبارات التشخيصية ، وكانت النتائج ايجابية في جميع الاختبارات ، هذا ما يسمح بتحليل وقياس العلاقة عن طريق النموذج المقدر بشكل صحيح.

- ✓ جاءت دراسة دوال الاستجابة الفورية (النبضية) وتحليل تفكيك التباين لتعزيز نتائج اختباري السببية والتكامل المشترك ، كما مكنتا من معرفة مدى تأثير الصدمات العشوائية على سلوك المتغيرات في المستقبل.

خلاصة الفصل:

في هذا الفصل قمنا بتقديم متغيرات الدراسة من خلال اطارها الزمني والمكاني ، وكذا استعراض الخلفيات النظرية لنماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR ونماذج أشعة تصحيح الخطأ VECM بالإضافة إلى كيفية الكشف عن العلاقات التوازنية طويلة الأجل وقصيرة الأجل.

توصلنا في هذه الدراسة إلى وجود علاقة سببية في الاتجاهين بين الناتج الداخلي الخام واجمالي تكوين رأس المال الثابت ، حيث تكون في الأجل القصير فقط.

الخاتمة العامة

حاولنا في هذا الدراسة تحديد طبيعة العلاقة بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت في الاقتصاد الجزائري ، وهذا بناءا على الإشكالية المطروحة للبحث والمتمثلة في: ماهي طبيعة العلاقة بين الناتج الداخلي الخام و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر ، وهل يمكن تجسيدها في نموذج قياسي مبني على نماذج VAR ؟.

وللإجابة على هذه الإشكالية قمنا بتقسيم الدراسة إلى فصلين:

الفصل الأول: تطرقنا في هذا الفصل إلى مفاهيم عامة للناتج الداخلي الخام من خلال تعريفه وأهميته ، وعرض مختلف الطرق لتقديره ، بالإضافة إلى تقديم ماهية إجمالي تكوين رأس المال الثابت وأهم النماذج المحددة له ، كما تعرضنا إلى أهم الدراسات السابقة المنصبة في موضوع بحثنا من خلال عرضها ومناقشتها.

الفصل الثاني: تطرقنا في بداية هذا الفصل إلى تقديم تحليل وصفي لمتغيرات الدراسة ، ومن ثم تقديم الهيكل النظري لتقنية التكامل المشترك ونماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR وأهم الخطوات المتبعة في بناء هذه النماذج ، التي تنطلق أساسا من اختبارات الاستقرار وصولا إلى تقدير النموذج وتشخيصه ، أما المبحث الثاني لهذا الفصل قمنا من خلاله بتجسيد نموذج قياسي مبني على نماذج VAR يحاكي العلاقة بين متغيرات الدراسة.

وبعد هذه الدراسة ، يمكننا تلخيص النتائج المتوصل إليها في النقاط التالية:

1- يكتسي الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت أهمية بالغة في الاقتصاد الكلي ، لأن الأول يعكس الوضع الاقتصادي العام للدولة والثاني يعكس حجم الانفاق الاستثماري في تلك الدولة.

2- لقيت نماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR رواجا كبير في أدبيات الاقتصاد القياسي كبديل للنماذج الهيكلية خاصة مع اضفاء عامل الديناميكية عليها.

3- بين الاختبار الغير معلمي لفيليبس وبيرون عدم استقرار متغيرات الدراسة في المستوى ولكن تستقر عند الفروقات الأولى كأغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية.

4- عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين الناتج الداخلي الخام وإجمالي تكوين رأس المال الثابت أي غياب السببية في الأجل الطويل وهذا حسب نتائج اختبار جوهانسن.

5- وجود علاقة سببية متبادلة في الأجل القصير بين متغيرات الدراسة.

6- عززت نتائج تحليل الصدمات وتفكيك التباين نتائج اختبار السببية ، كما بينت قدرة نماذج VAR على تحليل وقياس العلاقة بين متغيرات الدراسة.

7- يساهم الناتج الداخلي الخام بشكل كبير في التغيرات الحاصلة في إجمالي تكوين رأس المال الثابت ، وهذا ما يفسره طبيعة الاقتصاد الريعي للجزائر الذي يعتمد على عوائد المحروقات ويحاول الدفع بعجلة الاستثمارات من خلال تلك العوائد ، هذه المحاولة تجسدها مساهمة إجمالي تكوين رأس المال الثابت في التغيرات الحاصلة في الناتج الداخلي الخام لكن بشكل محتشم.

في ضوء نتائج الدراسة نوصي بالآتي:

1- تنويع القاعدة الاقتصادية أفقيا ورأسيا ، بما يسهم في توسيع الطاقات الاستيعابية والانتاجية للاقتصاد الجزائري ومن ثم الخروج من اقتصاد المحروقات.

2- الاسراع بتنفيذ الاستثمارات بالجزائر من خلال بحث معوقات تنفيذها وتذليل العقبات التي تحول دون ذلك ، وهو ما يزيد من كفاءة تلك الاستثمارات ويرفع حجم مساهمتها في الناتج الداخلي الخام.

قائمة المراجع

1. بالغة العربية:

أ- الكتب:

1- أحمد العساف ومحمود الوادي ، الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، عمان، الأردن 2009.

2- أحمد محمد أحمد مندور ، مقدمة في النظرية الاقتصادية الكلية ، قسم الاقتصاد ، كلية التجارة ، جامعة الإسكندرية ، 2004.

3- تومي صالح , مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي ، الطبعة الاولى، دار اسامة للنشر والتوزيع، الجزائر.

4- صخري عمر ، التحليل الاقتصادي الكلي ، الطبعة الخامسة ، ديوان المطبوعات الجامعية ، الجزائر.

5- شيخي محمد ، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات ، دار الحامد ، الطبعة الأولى ، الجزائر ، 2011.

6- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، النظرية الاقتصادية الكلية، كلية التجارة، جامعة الاسكندرية ، 2004-2005.

7-عفاف عبد الجبار سعيد ومجيد علي حسين ، مقدمة في التحليل الاقتصادي الكلي، الطبعة الأولى، دار وائل للنشر والتوزيع، الأردن، 2004.

8- هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان، الأردن ، 2005.

ب- المذكرات والرسائل الجامعية:

9- بورحلي خالد، تأثير تغير سعر الصرف على الناتج المحلي الاجمالي في الجزائر، مذكرة ماجستير غير منشورة، العلوم الاقتصادية، جامعة ورقلة، 2014-2015.

10- عبدلي إدريس، محاولة بناء نموذج قياسي للطلب على النقد في الجزائر باستخدام تقنية نماذج أشعة الانحدار الذاتي (1970-2004)، مذكرة ماجستير غير منشورة، العلوم الاقتصادية، جامعة بن يوسف بن خدة الجزائر ، 2006-2007.

ج-المجلات والمقالات:

11- سعد عبد نجم العبدلي ، هيفاء يوسف سليمان ، تحليل العلاقة السببية بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي العراقي ، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد ، المجلد 19 ، العدد ، 73.

12- عادل عبد العظيم ، اقتصاديات الاستثمار: النظريات والمحددات ، سلسلة جسر التنمية ، المعهد العربي للتخطيط بالكويت ، العدد 67 ، 2007.

13- عثمان نقار ، منذر العواد ، استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة علاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سوريا ، مجلة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية ، المجلد 28 ، العدد 02 ، 2012.

د- المحاضرات والدروس الغير منشورة:

14- عبد اللاوي عقبة ، حسابات الناتج الوطني ، المركز الجامعي بالوادي ، معهد العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، 2008-2009.

هـ- المراجع الالكترونية:

15- محمد عبد النبي محمد سلام ، تحليل وقياس العلاقة بين الناتج المحلى الإجمالي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت دراسة مقارنة بين مصر والسعودية ، https://www.researchgate.net/publication/307578480 ، أكتوبر 2014.

2. باللغة الأجنبية:

أ- الكتب:

16- Bourbonnais Régis , économétrie "cours et exercices corrigés, 9e édition , dunod , paris , France , 2015.

17- J. Johnston , J. Dinardo, Econometric Methods , McGraw-Hill International Editions: Economics Series , 4 edition , 1997.

ب- المجلات والمقالات:

18- Akaike, H. 1992. Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle . In: Kotz, S., and N.L. Johnson, editors. Breakthroughs in Statistics Volume 1. Foundations and Basic Theory. Springer Series in Statistics, Perspectives in Statistics. Springer-Verlag: New York. (Originally published in Proceeding of the Second International Symposium on Information Theory, B.N. Petrovand F. Caski, eds.,Akademiai Kiado, Budapest, 1973,).

19- Dickey D. and Fuller W. , " Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root ", Journal of the American Statistical Association, volume 74 , Issue 366 , jun 1979.

20- Dickey D. and Fuller W. , "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root" , Econometrica , volume 49 , No.4 , july 1981.

21- G. Schwarz , Estimating the Dimension of a Model **,** The Annals of statistic**s ,** Volume 6, Number 2 (1978).

22- J. Granger , Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods , *Econometrica*, Vol. 37, No. 3. (Aug., 1969).

23- Kanu , ozuumba , Capital Formation and Economic Growth in Nigeria , Global Journal of HUMAN-SOCIAL SCIENCE: EEconomics , Volume 14 Year 2014 , Publisher: Global Journals Inc. (USA) Online ISSN: 2249-460x & Print ISSN: 0975-587X.

24- Phillips P. and Perron P. , " Testing for a unit root in time series regression " , Biometrika, Vol. 75, No. 2 (Jun., 1988).

25- ROBERT. F. ENGEL C.W.J GRANGER, " co-integration and error correction : representation ,estimation, and testing " Econometrica, Vol 56, N° 02 (March 1987).

26- Sims C. A. (1981) "Macroeconomics and Reality". Econometrica, n48.

ج- المحاضرات والدروس الغير منشورة:

27- Arthur Charpentier , cours de séries temporelles théorie et application , DESS mathématiques de la décision , Université Paris Dauphine , volume2, 2004 .

د- المراجع الالكترونية:

28- Octavia Gibescu , Does the gross fxed capital formation represent a factor for supporting the economic growth? , Munich Personal RePEc Archive , Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/50135/ MPRA Paper No. 50135, posted 24. September 2013.

29- Sarbapriya Ray , An empirical investigation into causal relationship between gross fixed capital formation and stock price in India , American Journal of Business, Economics and Management , 2013 , Published online December 10, 2013 (http://www.openscienceonline.com/journal/ajbem).

30- موقع الويب للبنك العالمي بالإنجليزية https://data.worldbank.org/

الملاحق

الملحق (01): تطور الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الجزائر (1970-2016) بالدولار الأمريكي (سنة الأساس 2010).

السنة	الناتج المحلي الإجمالي (دولار أمريكي)	السنة	الناتج المحلي الإجمالي (دولار أمريكي)
1970	39165815236,04	1994	89763654164,59
1971	34727655043,56	1995	93174668346,05
1972	44251356563,91	1996	96994828322,44
1973	45938738803,54	1997	98061771373,70
1974	49381809470,86	1998	103062925254,28
1975	51873290453,40	1999	106360940460,51
1976	56223777003,76	2000	110423586430,99
1977	59180352662,87	2001	113745564598,73
1978	64633724928,16	2002	120125920931,17
1979	69466922771,17	2003	128777236288,58
1980	70016133106,52	2004	134316749131,75
1981	72116614360,28	2005	142251902308,53
1982	76732080647,51	2006	144648118986,03
1983	80875615322,49	2007	149526919452,58
1984	85404646973,95	2008	153055956405,24
1985	88564616567,79	2009	155554202821,62
1986	88918875921,98	2010	161207268655,39
1987	88296445990,50	2011	165869166838,54
1988	87413476682,83	2012	171466867482,16
1989	91259671545,33	2013	176212451150,23
1990	91989749446,98	2014	182889354514,37
1991	90885871916,04	2015	189772334940,91
1992	92521819701,83	2016	196034821993,50
1993	90578860785,65		

المصدر: موقع البنك العالمي

.http://api.worldbank.org/v2/en/indicator/NY.GDP.MKTP.KD?downloadformat=excel

الملحق (02): تطور إجمالي تكوين رأس المال الثابت الحقيقي في الجزائر (1970-2016) بالدولار الأمريكي (سنة الأساس 2010).

السنة	إجمالي تكوين رأس المال الثابت (دولار أمريكي)	السنة	إجمالي تكوين رأس المال الثابت (دولار أمريكي)
1970	10039643611,73	1994	22521250763,93
1971	9852859032,60	1995	22709686885,09
1972	11533916126,78	1996	21890358867,12
1973	14335676583,62	1997	21042438364,30
1974	19752413987,97	1998	25435020019,45
1975	21433472017,11	1999	24911275820,42
1976	22133912353,33	2000	27280690939,98
1977	26009681366,76	2001	30757997251,32
1978	31239635173,84	2002	37193196882,74
1979	28998226399,80	2003	41310537078,82
1980	29651970857,22	2004	45699044985,78
1981	32017590242,61	2005	50901952029,68
1982	32542204715,53	2006	49989046636,91
1983	33942679923,53	2007	55597046476,02
1984	35048573597,42	2008	59245426567,75
1985	36789503855,96	2009	64913257037,91
1986	31737041886,00	2010	66788643674,89
1987	25389402866,43	2011	61582732851,03
1988	27417243021,65	2012	70384348476,32
1989	28871890793,74	2013	77729181724,38
1990	27581841577,99	2014	85142532037,78
1991	25041172790,76	2015	92537393853,78
1992	22964178960,59	2016	96472364534,65
1993	21571086625,44		

المصدر: موقع البنك العالمي

http://api.worldbank.org/v2/en/indicator/NE.GDI.TOTL.KD?downloadformat=excel

الملحق (03): دراسة استقرار السلسلة GDP في المستوى (بالاعتماد على مخرجات Eviews 9).

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.631079	0.9994
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:30
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	0.016616	0.010187	1.631079	0.1104
D(GDP(-1))	0.124971	0.146282	0.854316	0.3978
C	1.45E+09	1.03E+09	1.397680	0.1695

R-squared	0.114560	Mean dependent var	3.58E+09
Adjusted R-squared	0.072396	S.D. dependent var	2.61E+09
S.E. of regression	2.51E+09	Akaike info criterion	46.19237
Sum squared resid	2.65E+20	Schwarz criterion	46.31282
Log likelihood	-1036.328	Hannan-Quinn criter.	46.23727
F-statistic	2.717025	Durbin-Watson stat	1.410451
Prob(F-statistic)	0.077686		

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.360577	0.9984
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:32
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	0.015288	0.042398	0.360577	0.7203
D(GDP(-1))	0.126133	0.152365	0.827838	0.4126
C	1.48E+09	1.49E+09	0.991423	0.3273
@TREND("1970")	4134464.	1.28E+08	0.032298	0.9744

R-squared	0.114583	Mean dependent var	3.58E+09
Adjusted R-squared	0.049796	S.D. dependent var	2.61E+09
S.E. of regression	2.54E+09	Akaike info criterion	46.23679
Sum squared resid	2.65E+20	Schwarz criterion	46.39738
Log likelihood	-1036.328	Hannan-Quinn criter.	46.29666
F-statistic	1.768615	Durbin-Watson stat	1.410985
Prob(F-statistic)	0.168232		

تابع الملحق (03):

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		4.888096	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.617364	
	5% level	-1.948313	
	10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:35
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	0.028377	0.005805	4.888096	0.0000
D(GDP(-1))	0.136627	0.147654	0.925316	0.3600

R-squared	0.073376	Mean dependent var	3.58E+09
Adjusted R-squared	0.051827	S.D. dependent var	2.61E+09
S.E. of regression	2.54E+09	Akaike info criterion	46.19339
Sum squared resid	2.78E+20	Schwarz criterion	46.27369
Log likelihood	-1037.351	Hannan-Quinn criter.	46.22333
Durbin-Watson stat	1.391840		

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		1.983089	0.9998
Test critical values:	1% level	-3.581152	
	5% level	-2.926622	
	10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	6.78E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.11E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:36
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	0.025659	0.009587	2.676260	0.0104
C	7.90E+08	1.05E+09	0.748763	0.4580

R-squared	0.139993	Mean dependent var	3.41E+09
Adjusted R-squared	0.120447	S.D. dependent var	2.84E+09
S.E. of regression	2.66E+09	Akaike info criterion	46.28554
Sum squared resid	3.12E+20	Schwarz criterion	46.36505
Log likelihood	-1062.567	Hannan-Quinn criter.	46.31532
F-statistic	7.162368	Durbin-Watson stat	1.641145
Prob(F-statistic)	0.010419		

تابع الملحق (03):

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-0.131411	0.9928
Test critical values:	1% level	-4.170583	
	5% level	-3.510740	
	10% level	-3.185512	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	6.78E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.12E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:38
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	0.019025	0.042304	0.449720	0.6552
C	9.73E+08	1.56E+09	0.623738	0.5361
@TREND("1970")	21020472	1.30E+08	0.161103	0.8728

R-squared	0.140512	Mean dependent var	3.41E+09
Adjusted R-squared	0.100535	S.D. dependent var	2.84E+09
S.E. of regression	2.69E+09	Akaike info criterion	46.32842
Sum squared resid	3.12E+20	Schwarz criterion	46.44767
Log likelihood	-1062.554	Hannan-Quinn criter.	46.37309
F-statistic	3.514883	Durbin-Watson stat	1.630122
Prob(F-statistic)	0.038562		

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		6.994622	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.616203	
	5% level	-1.948140	
	10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	6.87E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.15E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:38
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	0.032322	0.003551	9.103135	0.0000

R-squared	0.129035	Mean dependent var	3.41E+09
Adjusted R-squared	0.129035	S.D. dependent var	2.84E+09
S.E. of regression	2.65E+09	Akaike info criterion	46.25472
Sum squared resid	3.16E+20	Schwarz criterion	46.29448
Log likelihood	-1062.859	Hannan-Quinn criter.	46.26962
Durbin-Watson stat	1.631660		

الملحق (04): دراسة استقرار السلسلة GFCF في المستوى (بالاعتماد على مخرجات Eviews 9).

Null Hypothesis: GFCF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.617537	1.0000
Test critical values:	1% level	-3.581152	
	5% level	-2.926622	
	10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:42
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GFCF(-1)	0.063865	0.024399	2.617537	0.0121
C	-4.28E+08	1.00E+09	-0.426482	0.6718

R-squared	0.134735	Mean dependent var	1.88E+09
Adjusted R-squared	0.115070	S.D. dependent var	3.45E+09
S.E. of regression	3.25E+09	Akaike info criterion	46.68302
Sum squared resid	4.64E+20	Schwarz criterion	46.76252
Log likelihood	-1071.709	Hannan-Quinn criter.	46.71280
F-statistic	6.851501	Durbin-Watson stat	1.571838
Prob(F-statistic)	0.012097		

Null Hypothesis: GFCF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.945659	0.9998
Test critical values:	1% level	-4.170583	
	5% level	-3.510740	
	10% level	-3.185512	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:45
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GFCF(-1)	0.039286	0.041543	0.945659	0.3496
C	-5.98E+08	1.03E+09	-0.578004	0.5663
@TREND("1970")	45025001	61419803	0.733070	0.4675

R-squared	0.145416	Mean dependent var	1.88E+09
Adjusted R-squared	0.105668	S.D. dependent var	3.45E+09
S.E. of regression	3.27E+09	Akaike info criterion	46.71408
Sum squared resid	4.58E+20	Schwarz criterion	46.83334
Log likelihood	-1071.424	Hannan-Quinn criter.	46.75875
F-statistic	3.658428	Durbin-Watson stat	1.551879
Prob(F-statistic)	0.034098		

تابع الملحق (04):

Null Hypothesis: GFCF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		4.740497	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.616203	
	5% level	-1.948140	
	10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:47
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GFCF(-1)	0.054722	0.011544	4.740497	0.0000

R-squared	0.131159	Mean dependent var	1.88E+09
Adjusted R-squared	0.131159	S.D. dependent var	3.45E+09
S.E. of regression	3.22E+09	Akaike info criterion	46.64366
Sum squared resid	4.66E+20	Schwarz criterion	46.68342
Log likelihood	-1071.804	Hannan-Quinn criter.	46.65856
Durbin-Watson stat	1.550661		

Null Hypothesis: GFCF has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		2.184161	0.9999
Test critical values:	1% level	-3.581152	
	5% level	-2.926622	
	10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.01E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.29E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:48
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GFCF(-1)	0.063865	0.024399	2.617537	0.0121
C	-4.28E+08	1.00E+09	-0.426482	0.6718

R-squared	0.134735	Mean dependent var	1.88E+09
Adjusted R-squared	0.115070	S.D. dependent var	3.45E+09
S.E. of regression	3.25E+09	Akaike info criterion	46.68302
Sum squared resid	4.64E+20	Schwarz criterion	46.76252
Log likelihood	-1071.709	Hannan-Quinn criter.	46.71280
F-statistic	6.851501	Durbin-Watson stat	1.571838
Prob(F-statistic)	0.012097		

تابع الملحق (04):

Null Hypothesis: GFCF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		0.497112	0.9990
Test critical values:	1% level	-4.170583	
	5% level	-3.510740	
	10% level	-3.185512	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	9.97E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.38E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:49
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GFCF(-1)	0.039286	0.041543	0.945659	0.3496
C	-5.98E+08	1.03E+09	-0.578004	0.5663
@TREND("1970")	45025001	61419803	0.733070	0.4675

R-squared	0.145416	Mean dependent var	1.88E+09
Adjusted R-squared	0.105668	S.D. dependent var	3.45E+09
S.E. of regression	3.27E+09	Akaike info criterion	46.71408
Sum squared resid	4.58E+20	Schwarz criterion	46.83334
Log likelihood	-1071.424	Hannan-Quinn criter.	46.75875
F-statistic	3.658428	Durbin-Watson stat	1.551879
Prob(F-statistic)	0.034098		

Null Hypothesis: GFCF has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		3.928290	0.9999
Test critical values:	1% level	-2.616203	
	5% level	-1.948140	
	10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.01E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.41E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:50
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GFCF(-1)	0.054722	0.011544	4.740497	0.0000

R-squared	0.131159	Mean dependent var	1.88E+09
Adjusted R-squared	0.131159	S.D. dependent var	3.45E+09
S.E. of regression	3.22E+09	Akaike info criterion	46.64366
Sum squared resid	4.66E+20	Schwarz criterion	46.68342
Log likelihood	-1071.804	Hannan-Quinn criter.	46.65856
Durbin-Watson stat	1.550661		

الملحق (05): دراسة استقرار السلسلة GDP بعد تطبيق الفروقات الأولى (بالاعتماد على مخرجات Eviews 9).

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.714084	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:53
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.777611	0.136087	-5.714084	0.0000
C	2.84E+09	5.94E+08	4.778563	0.0000

R-squared	0.431599	Mean dependent var	2.38E+08
Adjusted R-squared	0.418380	S.D. dependent var	3.36E+09
S.E. of regression	2.56E+09	Akaike info criterion	46.20935
Sum squared resid	2.82E+20	Schwarz criterion	46.28964
Log likelihood	-1037.710	Hannan-Quinn criter.	46.23928
F-statistic	32.65076	Durbin-Watson stat	1.513043
Prob(F-statistic)	0.000001		

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.004261	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:53
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.855979	0.142562	-6.004261	0.0000
C	1.93E+09	8.19E+08	2.354956	0.0233
@TREND("1970")	48906229	30805735	1.587569	0.1199

R-squared	0.463777	Mean dependent var	2.38E+08
Adjusted R-squared	0.438242	S.D. dependent var	3.36E+09
S.E. of regression	2.52E+09	Akaike info criterion	46.19551
Sum squared resid	2.66E+20	Schwarz criterion	46.31596
Log likelihood	-1036.399	Hannan-Quinn criter.	46.24041
F-statistic	18.16279	Durbin-Watson stat	1.422252
Prob(F-statistic)	0.000002		

تابع الملحق (05):

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.058683	0.2573
Test critical values:	1% level	-2.618579	
	5% level	-1.948495	
	10% level	-1.612135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:54
Sample (adjusted): 1973 2016
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.087543	0.082690	-1.058683	0.2958
D(GDP(-1),2)	-0.396619	0.107240	-3.698415	0.0006

R-squared	0.338632	Mean dependent var	-74118511
Adjusted R-squared	0.322885	S.D. dependent var	2.66E+09
S.E. of regression	2.19E+09	Akaike info criterion	45.89437
Sum squared resid	2.01E+20	Schwarz criterion	45.97547
Log likelihood	-1007.676	Hannan-Quinn criter.	45.92445
Durbin-Watson stat	2.043446		

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.996106	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	6.27E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.07E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:56
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.777611	0.136087	-5.714084	0.0000
C	2.84E+09	5.94E+08	4.778563	0.0000

R-squared	0.431599	Mean dependent var	2.38E+08
Adjusted R-squared	0.418380	S.D. dependent var	3.36E+09
S.E. of regression	2.56E+09	Akaike info criterion	46.20935
Sum squared resid	2.82E+20	Schwarz criterion	46.28964
Log likelihood	-1037.710	Hannan-Quinn criter.	46.23928
F-statistic	32.65076	Durbin-Watson stat	1.513043
Prob(F-statistic)	0.000001		

تابع الملحق (05):

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.281399	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	5.92E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.02E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:57
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.855979	0.142562	-6.004261	0.0000
C	1.93E+09	8.19E+08	2.354956	0.0233
@TREND("1970")	48906229	30805735	1.587569	0.1199

R-squared	0.463777	Mean dependent var	2.38E+08
Adjusted R-squared	0.438242	S.D. dependent var	3.36E+09
S.E. of regression	2.52E+09	Akaike info criterion	46.19551
Sum squared resid	2.66E+20	Schwarz criterion	46.31596
Log likelihood	-1036.399	Hannan-Quinn criter.	46.24041
F-statistic	18.16279	Durbin-Watson stat	1.422252
Prob(F-statistic)	0.000002		

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.520487	0.0129
Test critical values:	1% level	-2.617364	
	5% level	-1.948313	
	10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	9.60E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.80E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 15:58
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.279310	0.106956	-2.611437	0.0123

R-squared	0.129755	Mean dependent var	2.38E+08
Adjusted R-squared	0.129755	S.D. dependent var	3.36E+09
S.E. of regression	3.13E+09	Akaike info criterion	46.59085
Sum squared resid	4.32E+20	Schwarz criterion	46.63100
Log likelihood	-1047.294	Hannan-Quinn criter.	46.60582
Durbin-Watson stat	2.039922		

الملحق (06): دراسة استقرار السلسلة GFCF بعد تطبيق الفروقات الأولى (بالاعتماد على مخرجات Eviews 9).

Null Hypothesis: D(GFCF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.511434	0.0007
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 16:00
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GFCF(-1))	-0.642489	0.142413	-4.511434	0.0000
C	1.27E+09	5.55E+08	2.287382	0.0272

R-squared	0.321264	Mean dependent var	91594561
Adjusted R-squared	0.305479	S.D. dependent var	3.94E+09
S.E. of regression	3.29E+09	Akaike info criterion	46.70672
Sum squared resid	4.64E+20	Schwarz criterion	46.78702
Log likelihood	-1048.901	Hannan-Quinn criter.	46.73665
F-statistic	20.35304	Durbin-Watson stat	2.022519
Prob(F-statistic)	0.000049		

Null Hypothesis: D(GFCF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.916187	0.0013
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 16:02
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GFCF(-1))	-0.730522	0.148595	-4.916187	0.0000
C	-1.80E+08	1.01E+09	-0.178849	0.8589
@TREND("1970")	67133465	39346039	1.706232	0.0954

R-squared	0.365261	Mean dependent var	91594561
Adjusted R-squared	0.335035	S.D. dependent var	3.94E+09
S.E. of regression	3.21E+09	Akaike info criterion	46.68415
Sum squared resid	4.34E+20	Schwarz criterion	46.80459
Log likelihood	-1047.393	Hannan-Quinn criter.	46.72905
F-statistic	12.08445	Durbin-Watson stat	1.979990
Prob(F-statistic)	0.000072		

تابع الملحق (06):

Null Hypothesis: D(GFCF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.718339	0.0004
Test critical values:	1% level	-2.617364	
	5% level	-1.948313	
	10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 16:04
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GFCF(-1))	-0.489242	0.131576	-3.718339	0.0006

R-squared	0.238677	Mean dependent var	91594561
Adjusted R-squared	0.238677	S.D. dependent var	3.94E+09
S.E. of regression	3.44E+09	Akaike info criterion	46.77710
Sum squared resid	5.21E+20	Schwarz criterion	46.81725
Log likelihood	-1051.485	Hannan-Quinn criter.	46.79207
Durbin-Watson stat	2.116623		

Null Hypothesis: D(GFCF) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.481378	0.0008
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.03E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9.96E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 16:05
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GFCF(-1))	-0.642489	0.142413	-4.511434	0.0000
C	1.27E+09	5.55E+08	2.287382	0.0272

R-squared	0.321264	Mean dependent var	91594561
Adjusted R-squared	0.305479	S.D. dependent var	3.94E+09
S.E. of regression	3.29E+09	Akaike info criterion	46.70672
Sum squared resid	4.64E+20	Schwarz criterion	46.78702
Log likelihood	-1048.901	Hannan-Quinn criter.	46.73665
F-statistic	20.35304	Durbin-Watson stat	2.022519
Prob(F-statistic)	0.000049		

تابع الملحق (06):

Null Hypothesis: D(GFCF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.892392	0.0014
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	9.64E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9.34E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 16:06
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GFCF(-1))	-0.730522	0.148595	-4.916187	0.0000
C	-1.80E+08	1.01E+09	-0.178849	0.8589
@TREND("1970")	67133465	39346039	1.706232	0.0954

R-squared	0.365261	Mean dependent var	91594561
Adjusted R-squared	0.335035	S.D. dependent var	3.94E+09
S.E. of regression	3.21E+09	Akaike info criterion	46.68415
Sum squared resid	4.34E+20	Schwarz criterion	46.80459
Log likelihood	-1047.393	Hannan-Quinn criter.	46.72905
F-statistic	12.08445	Durbin-Watson stat	1.979990
Prob(F-statistic)	0.000072		

Null Hypothesis: D(GFCF) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.685336	0.0005
Test critical values:	1% level	-2.617364	
	5% level	-1.948313	
	10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	1.16E+1...
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.12E+1...

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(GFCF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/15/18 Time: 16:07
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GFCF(-1))	-0.489242	0.131576	-3.718339	0.0006

R-squared	0.238677	Mean dependent var	91594561
Adjusted R-squared	0.238677	S.D. dependent var	3.94E+09
S.E. of regression	3.44E+09	Akaike info criterion	46.77710
Sum squared resid	5.21E+20	Schwarz criterion	46.81725
Log likelihood	-1051.485	Hannan-Quinn criter.	46.79207
Durbin-Watson stat	2.116623		

الملخص:

يعتبر الناتج المحلي الإجمالي GDP من أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية ، حيث يعكس اجمالي نشاط الدولة وأدائها الاقتصادي خلال سنة ما ،وباعتباره يؤثر ويتأثر بإجمالي تكوين رأس المال الثابتGFCF من خلال علاقة تبادلية بينهما، كما تتميز هذه العلاقة بالديناميكية ويكون لفترات الابطاء الزمني دور في تلك العلاقة.

هدفت هذه الدراسة إلى استنتاج نموذج قياسي مبني على نماذج VAR لتحليل طبيعة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في الجزائر.

خلصت هذه الدراسة إلى وجود علاقة سببية متبادلة بين المتغيرين في الأجل القصير ، كما أوصت بالإسراع في تنفيذ الاستثمارات وتنويع القاعدة الاقتصادية أفقيا وعموديا.

الكلمات المفتاحية: نماذج VAR ، السببية ، الناتج المحلي الإجمالي GDP.

Abstract:

Gross domestic product (GDP) is considered to be one of the most important macroeconomic indicators. It reflects the total activity of the state and its economic performance during the year, as it affects and affects the Gross fixed capital formation through a reciprocal relationship between them. This relationship is characterized by dynamism and the periods of time delay play a role in this relationship. The aim of this study is to derive a standard model based on VAR models to analyze the nature of the relationship between GDP and fixed capital formation in Algeria. This study concluded that there is a causal relationship between the two variables in the short term. It recommended accelerating the implementation of investments and diversifying the economic base horizontally and vertically.

Keywords: VAR models, causality, GDP