مجلة جامعة بني وليد للعلوم الإنسانية والتطبيقية
Bani Waleed University Journal of Humanities and Applied Sciences
تصدر عن– جامعة بني وليد – ليبيا
Website:https://jhas-bwu.com/index.php/bwjhas/index
المجلد العاشر ـ العدد الثالث ـ 2025 ـ الصفحات ( 570– 584)
ISSN3005-3900

# Measuring the impact of imports on non-oil economic growth in Libya، an Econometric Study during the Period 1990-2019, Co-Integration Approach and Error Correction Model

Dr. Ahmid Maghood Abdulla *
Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, University of Ajdabiya, Ajdabiya, Libya
ahmid.saaid@uoa.edu.ly

# قياس أثر الواردات على النمو الاقتصادي غير النفطي في ليبيا، دراسة قياسية للفترة 1990-2019، مدخل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ

د.احميد مجحود عبد الله *
قسم الاقتصاد ، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة إجدابيا ، إجدابيا ، ليبيا

تاريخ الاستلام: 12-06-2025 تاريخ القبول: 16-07-2025 تاريخ النشر: 22-07-2025

**Abstract:**
This study attempted to test the import-led growth hypothesis by measuring and analyzing the relationship between imports and non-oil economic growth in Libya over the period (1990-2019). The study used the Granger cointegration methodology, an error correction model, and a causality test. The results of the unit root test revealed that the time series were non-stationary at the level, while they stabilized after taking the first differences. The study also found cointegration and a short- and long-term equilibrium relationship between the two model variables, in addition to a positive and statistically significant effect of imports on non-oil GDP. There is also a causal relationship from imports to non-oil GDP and from non-oil GDP to imports. Finally, the error correction results indicated that short-term imbalances require a period of adjustment and adjustment of one and a half years to return to equilibrium in the long term.

**Keywords:** Imports, non-oil output, joint integration, GDP, Libya.

**الملخص:**
حاولت هذه الدراسة اختبار فرضية النمو القائم على الواردات (Import – Led - Growth ) من خلال قياس وتحليل العلاقة بين الواردات والنمو الاقتصادي غير النفطي في ليبيا، خلال الفترة (1990 – 2019)، وباستخدام منهجية جرانجر للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ واختبار السببية .
كشفت نتائج اختبار جذر الوحد ة ان السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوي ، في حين انها استقرت بعد اخذ الفروق الأول ، كما توصلت الدراسة الى وجود تكامل مشترك وان هناك علاقة توازنية قصيرة وطويلة الاجل بين متغيري النموذج ، إضافة الى اثر موجب ومعنوي إحصائي للواردات على الناتج المحلي غير

النفطي . كما توجد علاقة سببية من الواردات باتجاه الناتج المحلي غير النفطي ومن الناتج المحلي غير النفطي باتجاه الواردات.
أخير دلت نتائج تصحيح الخطأ ان الاختلالات في المدى القصير تحتاج الى فترة زمنية من التكيف والتعديل قدرها سنة ونصف للعودة مجددا الى التوازن على المدي الطويل

**الكلمات الدالة: الواردات، الناتج غير النفطي، التكامل المشترك، الناتج المحلي ، ليبيا.**

## 1. المقدمة

تلعب التجارة الخارجية دور مهم في تحديد النمو الاقتصادي، وتعتمد الكثير من الدول في الحصول على احتياجاتها وتصريف منتجاتها على التبادل الدولي بشقيه الصادرات والواردات كما يتيح الانفتاح التجاري وتحرير التجارة فرصة للدول للحصول على التكنولوجيا والسلع الرأسمالية التي يعتمد عليها الإنتاج المحلي مما يؤدى الى تحفيز الصادرات وارتفاع معدلات النمو وتكون المحصلة زيادة في المستوي المعيشي ورفاهية المجتمع ككل، وهو الهدف الرئيسي من الدخول في التجارة الدولية وكذلك يعتبر القطاع الخارجي في كثير من الأحيان مرأة تعكس الميزة النسبية والتخصص إضافة الى تنوع الهياكل الإنتاجية لعديد الاقتصاديات على مختلف مستويات نموها ودرجة تطورها.
واذا كان الكثير من الاقتصاديين يتفق على أهمية جانب الصادرات في توفير العوائد الأجنبية واهمية تلك الإيرادات من النقد الأجنبي في الاقتصاد المحلي إضافة الى علاقة الصادرات بتحفيز النمو الاقتصادي الا ان الاختلاف يظل قائما فيما يتعلق بجانب الواردات ودورها في النشاط الاقتصادي ، حيث يرى العديد من الاقتصاديين ان تأثير الواردات قد يكون سلبيا وله انعكاسات على الميزان التجاري باعتباره احد أنواع التسربات من الدخل المحلي ويؤدي الى خروج النقد الأجنبي خصوصا في ظل عدم كفاية عوائد الصادرات في حين يذهب اخرون ان الواردات قد تكون وسيلة لتحفيز النمو الاقتصادي من خلال ما توفره من سلع وسيطة وتكنولوجيا والات ومعدات ضرورية، إضافة الى دورها في تعزيز المنافسة والكفاءة الإنتاجية ,
وفي ليبيا باعتبارها أحد الدول ذات الاقتصاد الريعي المعتمد على النفط فأن الواردات تمثل مصدرا هاما لدعم الاقتصاد المحلي يتم من خلاله توفير الكثير من السلع الضرورية إضافة الى متطلبات البرامج التنموية من تكنولوجيا، وسلع وسيطة ومواد خام طوال العقود الماضية .
تقوم هذه الدراسة على فحص الفرضية القائلة بأن الواردات تعتبر محرك للنمو الاقتصادي-Led- Imports (Growth، من خلال تحليل وقياس العلاقة بين الواردات والنشاط الاقتصادي غير النفطي في ليبيا، باستخدام سلسلة زمنية خلال الفترة 1990 – 2019 وتوظيف أداة قياس هامة متمثلة في منهجية انجل – جرانجر للتكامل المشترك Engle-Granger Co integration لتحديد مدي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل، وكذلك نوع العلاقة السببية واتجاهها بين الواردات والناتج المحلي غير النفطي.

**1.1.الإشكالية /** من خلال البحث في العلاقة المحتملة بين الواردات والنمو الاقتصادي غير النقطي في ليبيا فأن إشكالية الدراسة يمكن صياغتها في السؤال الرئيسي التالي :

**هل يمكن ان تقود الواردات النمو الاقتصادي غير النفطي في ليبيا؟**

وعلى ضوء التساؤل الرئيسي المطروح تحاول هذه الدراسة الإجابة على السؤالين الفرعيين :

**هل تؤثر الواردات في الناتج المحلي غير النفطي في ليبيا؟ وما هي طبيعة العلاقة بينهما؟**

**هل توجد علاقة سببية بين الواردات والناتج المحلي غير النفطي وما اتجاهها؟**

**1.2. فرضيات الدراسة /** في محور الإجابة على التساؤلات المطروحة تستند الدراسة على الفرضيات التالية :

- وجود علاقة تكامل مشترك على المدي الطويل بين الواردات والناتج المحلي غير النفطي
- تلعب الواردات دور مهم في نمو الناتج المحلي غير النفطي في ليبيا
- توجد علاقة سببية في اتجاهين بين الواردات والناتج المحلي غير النفطي في ليبيا

**1. 3. هدف الدراسة /** تحاول هذه الدراسة تحقيق جملة من الأهداف على النحو التالي:

- استعراض الإطار النظري التي تستند اليه العلاقة بين الواردات والنمو الاقتصادي كما تناولته النظرية الاقتصادية والدراسات التجريبية
- تحليل وقياس طبيعة العلاقة التي تربط بين الواردات والنمو الاقتصادي غير النفطي في ليبيا في الاجل الطويل.
- التعرف علي نوع واتجاه العلاقة السببية بين متغير الواردات ومتغير الناتج المحلي غير النفطي في ليبيا.

**4 . 1. أهمية الدراسة /** يؤدي فهم العلاقة بين الواردات والنمو الاقتصادي وتحديد اتجاهها ومدي تأثيرها الى المساعدة في اتخاذ قرارات اقتصادية وتبني سياسات واقعية وفعالة لدعم النمو الاقتصادي من قبل صناع القرار، كما يمكن ان تسهم الدراسة الحالية في إضافة علمية للبحث العلمي للمهتمين بالشأن الاقتصادي خصوصا فيما يتعلق بقطاع التجارة الدولية وأثرها على النمو الاقتصادي .

**2 . الإطار النظري**

**1 . 2 . مفهوم النمو الاقتصادي**

حسب النظرية الاقتصادية فأن مفهوم النمو الاقتصادي يشير الي التغيرات الإيجابية والمستمرة في إنتاج السلع والخدمات على شكل زيادة سنوية مُعبَّرًا عنها بالقيمة النقدية، وحسب هذا المفهوم الكمي يمكن تحقيق النمو الاقتصادي لبلدا ما دون ان يُتحقق المسار التنموي للاقتصاد لان أبعاد التنمية الاقتصادية لا تقتصر على زيادة الإنتاج المادي من السلع والخدمات فحسب، بل تشمل أيضًا جميع العمليات والتغيرات الاجتماعية والاقتصادية الأخرى الناجمة عن تأثير العوامل الاقتصادية والسياسية والثقافية وغيرها ، لذا، فأن التنمية الاقتصادية عملية تراكمية لسلسلة من التحولات الهيكلية للاقتصاد وتستغرق فترة زمنية أطول نسبيا (Mladen ,2015) وعادة ما يستخدم مفهوم الناتج المحلي الإجمالي Gross Domestic (GDP) Product كمؤشر للنمو الاقتصادي ، إضافة الى مقاييس اخري منها متوسط نصيب الفرد من الدخل القومي ومتوسط نصيب الفرد من الدخل الحقيقي الذي يعكس ارتفاع في المستوى المعيشي للفرد على النطاق الكلى للاقتصاد هذا في ظل فرضية عدم ارتفاع المستوى العام للأسعار وزيادة معدل النمو السكاني بوتيرة اقل من الزيادة في النمو الاقتصادي (بلطرش، طويطى ،2018)

**2 .2 . علاقة الواردات بالنمو الاقتصادي**

اهتمت الادبيات الاقتصادية بتفسير مصادر النمو الاقتصادي وهناك شبه اجماع على ان قطاع التجارة الخارجية من اهم محددات النمو الاقتصادي ولقد تناولت النظريات الكلاسيكية و النيوكلاسيكية أهمية التخصص وتقسيم العمل وحرية التجارة باعتبارها وسيلة لزيادة المكاسب من الدخول في التبادل الدولي وعلى الرغم من وضوح دور الصادرات في انعاش النمو الاقتصادي من خلال ما توفره الصادرات من عوائد النقد الأجنبي ينعكس إيجابا على المستوي المعيشي الا ان دور الواردات وعلاقتها بالنمو الاقتصادي ظل محل اختلاف بين الاقتصاديين ووفقا لنظرية دائرة الانفاق والدخل حسب التحليل الكينزي لعناصر الانفاق فأنه ينظر الى الواردات باعتبارها احد مصادر التسرب للدخل كونها تمثل جزء من الطلب المحلي على السلع الأجنبية وبالتالي فهي نسبة من الدخل القومي لا يعاد انفاقه محليا مثل أنواع التسربات الأخرى في دائرة الدخل والانفاق( شادي واخرون ،2022) مما يشكل عجزا مستمرا في بنود ميزان المدفوعات.

في حين ان المفهوم الأساسي للميزة النسبية يمكن أن يُفسر الأثر الإيجابي للواردات على النمو الاقتصادي. فالتجارة الدولية التي تعتمد على استيراد السلع التي يُمكن إنتاجها بتكلفة أقل في الخارج وتصدير السلع التي تُنتج بكفاءة أعلى محلياً تُحقق ثروةً في كلا البلدين المُتاجرين. ويُتيح هذا التكوين للثروة من زيادة الاستثمار في جميع البلدان المُتاجرة ويُعتبر الاستثمار العنصر الأساسي للنمو الاقتصادي. ولذلك يُمكن للواردات، من خلال هذه القناة، أن تُؤدي إلى نمو اقتصادي في البلد المُستورد (Mishra.2015) ،

وفي المقابل اشارت الدراسات الحديثة الى أهمية الواردات كمحرك للنمو الاقتصادي – Import (ILG) led – Growth وحسب هذه الفرضية يُتوقع أن تُحسّن الواردات الكفاءة الإنتاجية المحلية من خلال

الابتكار وإعادة الهيكلة، مما يُعزز أداء الاقتصاد المحلي و يؤكد (Grossman and Helpman ,1991) ان واردات الأصول الثابتة والمنتجات عالية التقنية تؤدي إلى توسيع البنية التحتية الصناعية وتحفيز النمو الاقتصادي كما أن الحصول من الخارج على المواد الخام والسلع الوسيطة الأساسية والتكنولوجيا المتطورة للصناعات المحلية يُؤدي إلى تحول تصاعدي في منحنى عرض الإنتاج المحلي وبالتالي فأن الواردات تعتبر وسيلة تضمن النمو الاقتصادي على المدى الطويل، وعلى الجانب الاخر فأن الاستيراد يشجع المنتجين المحليين على تحسين جودة منجاتهم وتنويعها كما يضمن صناعات أكثر إنتاجية وابتكارًا وتنافسية على المدى الطويل( Usman and Bashir 2022 )

**3 . الدراسات السابقة**

موضوع التجارة الخارجية وعلاقتها بالنمو الاقتصادي بصفة عامة كان محور اهتمام وبحث العديد من الدراسات التجريبية التي تناولت على وجه الخصوص جانب الواردات ودورها في تحفيز أداء مؤشرات الاقتصاد الكلي في مختلف الدول، حيث ركزت تلك الدراسات على تحليل وقياس العلاقة بين الواردات والنمو الاقتصادي ونوع واتجاه العلاقة واظهرت النتائج تباين ملحوظ بين إثر إيجابي واخر سلبي بين المتغيرين

حيث قامت **دراسة ( Madalen, et, AL, 2023)** باستكشاف دور تنويع منتجات الاستيراد في الأداء الاقتصادي المستدام في تسع دول من جنوب آسيا. بالاعتماد على بياناتٍ من عام 1995 إلى عام 2020 وبتوظيف منهجية التكاملٍ المشتركٍ واظهرت النتائج وجود ارتباطٍ كبيرٍ بين تنويع منتجات الاستيراد والتنمية المستدامة .

كما تناولت دراسة **(Usman, Bashir , 2022)** البحث في العلاقة السببية بين الواردات والنمو الاقتصادي في كل من الصين والهند ومجموعة الدول السبع باستخدام تحليل السببية لـ Granger خلال الفترة 1978 – 2019 وأشارت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الواردات والنمو الاقتصادي. في دول العينة محل الدراسة.

في حين أظهرت دراسة **(Asunka , at, al, 2022)** نتائج مفادها وجود تأثير إيجابي وعلاقة سببية في المدي الطويل والقصير للواردات على الابتكار والتطوير المحلي مما يقود الى تعزيز النمو الاقتصادي في عينة مكونة من 20 دولة متوسطة الدخل موزعة على خمس قارات، خلال الفترة 1994 - 2018. باستخدام نموذج تصحيح الخطأ VECM واختبار Granger علاقة السببية

فيما اختبرت دراسة **(لمطوش ، 2023)** تأثير الواردات في النمو الاقتصادي في كل من الجزائر والصين خلال الفترة 1987-2021 إضافة الي متغيرات تفسيرية أخرى تمثل معدل التضخم، وتدفق الاستثمار الأجنبي المباشر، باستخدام نموذج ARDL وخلصت الدراسة إلى وجود علاقات توازنية طويلة وقصيرة الأجل في الصين، بينما في حالة الجزائر فأن هيكل الواردات يهيمن عليه السلع الاستهلاكية، مما يُثبط مساهمة الواردات في النمو الاقتصادي في الجزائر، وهذه النتائج جاءت متباينة مع دراسة **(بوداب، بن جدو ،2021)** التي أجريت لقياس أثر الواردات بتصنيفاتها الثلاثة الاستهلاكية، والوسيطة، والرأسمالية على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1980-2018 باستخدام نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)حيث اثبتت هذه الدراسة وجود علاقة طردية ومعنوية بين الواردات والنمو الاقتصادي، ممثلاً بالناتج المحلي الإجمالي. خلال فترة الدراسة.

وبالمقابل هدفت دراسة **(جحيدر، الجفائري،2023)** الي قياس أثر الواردات على النمو الاقتصادي في ليبيا خلال الفترة 1970-2020 باستخدام منهجية ARDL وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة توازنية بين الواردات والنمو الاقتصادي في الاجل القصير والطويل إضافة الى علاقة موجبة اقتصاديا ومعنوية احصائيا بين متغيري الدراسة على المدي القصير.

واخيرا هدفت دراسة **( صقر، واخرون ،2017)** إلى تحليل العلاقة السببية بين واردات السلع الوسيطة و السلع الرأسمالية والنمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة (1981- 2015) باستخدام منهجية التكامل المشترك ، ونموذج متجه تصحيح خطأ وتحليل جرانجر للسببية وقد توصل البحث إلى وجود علاقة

توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج علاوة على توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه في الأجل القصير من واردات السلع الوسيطة إلى معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، ومن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي إلى واردات السلع الرأسمالية.

**4. نموذج الدراسة**

**1 . 4 . -توصيف النموذج ومتغيرات الدراسة**

بغرض التحقق من فرضيات البحث وتحقيق اهداف الدراسة في التعرف علي اثر متغير الواردات على نمو الناتج غير النفطي في ليبيا ومدى وجود علاقة تكاملية بين المتغيرين فقد تمت الاستعانة ببيانات السلاسل الزمنية خلال الفترة (1990 – 2019)، و هي بيانات صادرة عن النشرة الاقتصادية لمصرف ليبيا المركزي، وجميع الارقام الواردة هي بالأسعار الجارية ومقومة بالدينار الليبي، ومن خلال استعراض الدراسات السابقة ووفقا للنظرية الاقتصادية الكلية التي اعتمدت اسلوب القياس الكمي في تحليل وقياس العلاقة بين الواردات والنمو الاقتصادي فقد قامت هذه الدراسة بتوظيف منهجية انجل – جرانجر للتكامل المشترك (Engle-Granger co-integration test) والسببية (Granger Causality) إضافة الى نموذج تصحيح الخطأ( ECM )، وباستخدام برنامج Eviews10 وخلصت الى توصيف العلاقة بين متغيري هذه الدراسة ( الواردات والناتج غير النفطي ) كما يلي :

$$GDP = F(\ M\ ) \quad \text{---------- 1}$$

وبأعاده صياغة المعادلة رقم 1 الى الصورة الخطية وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي نتحصل على الصورة التالية:

$$LogGDP = a + b_1 LogM + \varepsilon \quad \text{---------- 2}$$

حيث:

LGDP الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي (المتغير التابع)

M الواردات

$a$ , $b_1$ الحد الثابت ومعاملات النموذج يمكن تقديرها من خلال اجراء عملية الانحدار

ε حد الخطأ العشوائي في المعادلة

**2. 4. خطوات التقدير للنموذج**

بهدف اختبار العلاقة بين المتغير التابع LGDP والمتغير المستقل M اتبعت الدراسة منهجية Engle-Granger co-integration test لتحليل السلاسل الزمنية وفق الخطوات التالية:

- فحص سكون السلاسل الزمنية لمتغيري الدراسة وفق اختبارات جذر الوحدة Unit Root Test وتحديد رتبة التكامل للمتغيرات.
- تحديد فترات الإبطاء المثلي لمتغيرات النموذج حسب معيار Hannan-Quinn (HQ)، معيار ( Akaike AIC) ، وكذلك معيار Schwar ( SC)،
- اختبار التكامل المشترك وفق أسلوب انجل – جرانجر وباستخدام طريقة المربعات الصغري العادية Ordinary Least Squares إضافة الى دراسة استقرار سلسلة البواقي لنموذج الانحدار
- تقدير مرونات الاجل الطويل والاجل القصير ومعامل تصحيح الخطأ في النموذج
- اختبار السببية ل جرانجر Granger Causality Test لتحديد نوع العلاقة واتجاهها بين المتغيرين
- اجراء الاختبارات التشخيصية للبواقي للتأكد من عدم وجود مشاكل قياسية في النموذج اضافة الي اختبارات جودة النموذج ككل

### 3 . 4 . -نتائج الاحصاء الوصفي للسلاسل الزمنية

من خلال استعراض الاحصاءات الوصفية للسلاسل الزمنية لمتغيري الدراسة والواردة بالجدول رقم (1) نلاحظ ان قيمة المتوسط الحسابي للمتغير التابع الناتج المحلي غير النفطي (LGDP) كانت (9.633648)، والوسيط قيمته (9.737126) وبمقارنة اعلى قيمة للمتغير (10.94065) مع ادنى قيمة للمتغير التابع والتي بلغت (8.517813) يمكننا التعرف على القيم المتطرفة للسلسلة الزمنية في حين ان الانحراف المعياري بلغت قيمته ( 0.632132) بمعدل تفرطح وصل (-0.0454) ومعامل التواء (2.132385)، وهو ما يشير الى مدى تشتت المشاهدات في حين ان خضوع البيانات للتوزيع الطبيعي يتم تأكيده بواسطة اختبار Jarque-Bera حيث بلغت قيمته (0.951252) و الاحتمالية الإحصائية (P-value = 0.621496 ) وهى اكبر من مستوى الدلالة 0.05 و بناء عليه يتم قبول الفرض الصفري القائل بأن السلسلة الزمنية للمتغير التابع (LGDP) تتبع التوزيع الطبيعي.

وفيما يتعلق بالسلسلة الزمنية للمتغير المستقل الواردات (LIMP) فأن المتوسط الحسابي بلغت قيمته (8.791981 ) والوسيط بلغت قيمته (8.980197) بينما بلغت اقصى قيمة حوالي (10.67459) واقل قيمة كانت (7.25989)، وبانحراف معياري قدره (1.194985) في حين بلغت قيمة كل من معدل التفرطح و معامل الالتواء (2.7514) (0.9095) على التوالي فيما بينت نتيجة اختبار الاعتدالية حسب اختبار Jarque-Bera ان قيمته ( p – value = 2.821884) وباحتمالية احصائية بلغت (0.243913) وهى غير معنوية احصائيا عند مستوى دلالة 0.05 و بالتالي لا يمكن رفض الفرضية الصفرية التي تشير الى ان البيانات موزعة توزيعا طبيعيا .

**جدول رقم (1) نتائج الاحصاء الوصفي للمتغيرات**

| LIMP | LGDP | |
|---|---|---|
| 8.791981 | 9.633648 | **Mean** |
| 8.980197 | 9.737126 | **Median** |
| 10.67459 | 10.94065 | **Maximum** |
| 7.25989 | 8.517813 | **Minimum** |
| 1.194985 | 0.632132 | **Std. Dev.** |
| 0.084036 | -0.0454 | **Skewness** |
| 1.50693 | 2.132385 | **Kurtosis** |
| 2.821884 | 0.951252 | **Jarque-Bera** |
| 0.243913 | 0.621496 | **Probability** |
| 263.7594 | 289.0094 | **Sum** |
| 41.4117 | 11.58812 | **Sum Sq. Dev.** |
| 30 | 30 | **Observations** |

**المصدر / من عمل الباحث استناداً على مخرجات برنامج Eviews10**

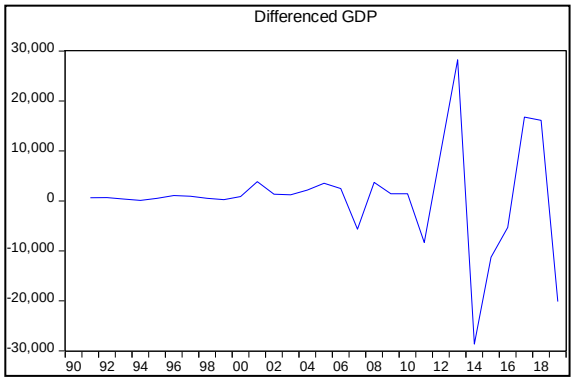
ومن جانب اخر يمكن التعرف على قوة العلاقة التي تربط بين المتغير التابع الناتج غير النفطي LGDP والمتغير المستقل الواردات LIMP، ومن خلال الجدول رقم (2) الذي يبين مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغير التابع الناتج المحلى غير النفطي LGDP والمتغير المستقل الواردات LIMP نلاحظ ان معامل الارتباط بلغت قيمته (0.883) وهي قيمة مرتفعة تعكس قوة الارتباط بين المتغيرين.

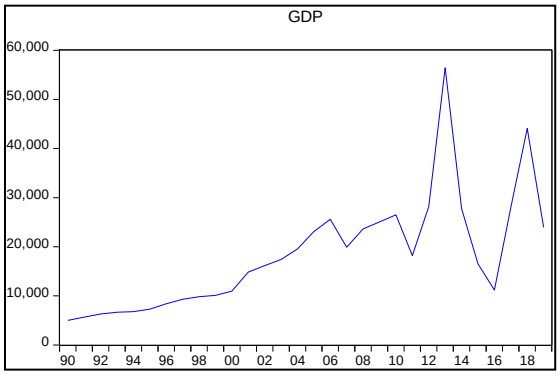
**الجدول رقم (2) مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات**

| | LGDP | LIMP |
|---|---|---|
| **LGDP** | 1.00000 | 0.883446022 |
| **LIMP** | 0.883446022 | 1.00000 |

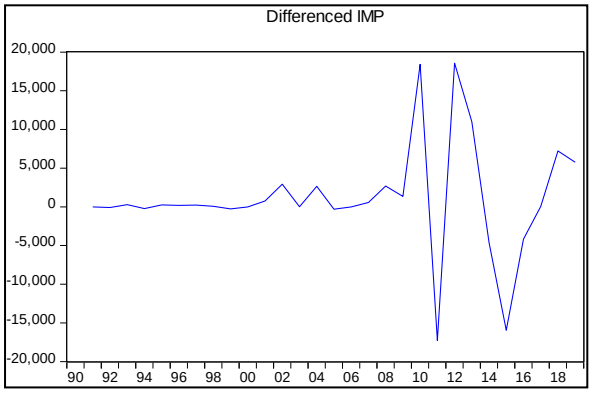
المصدر / من عمل الباحث استناداً على مخرجات برنامج **Eviews10**

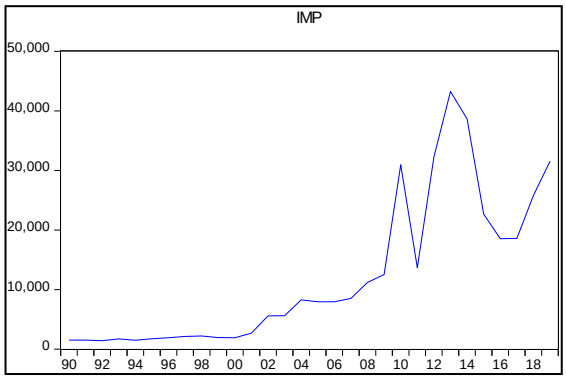
ومن خلال الشكل البياني رقم (1) والشكل البياني رقم (2) يمكن ملاحظة ان هناك اتجاه زمني للسلاسل الزمنية للمتغيرين في إشارة الى عدم استقرار البيانات عند المستوي بينما استقرت السلسلتين الزمنيتين بعد اخذ الفروق الاولي لهما وهو ما يعكس احتمال احتواء السلسلتين على جذر الوحدة




الشكل البياني رقم (1) السلسلة الزمنية لمتغير الناتج المحلي غير النفطي (LGDP)




الشكل البياني رقم (2) السلسلة الزمنية لمتغير الواردات (LIMP)

**المصدر / من عمل الباحث استناداً على مخرجات برنامج Eviews10**

## 5 . نتائج الدراسة القياسية

### 5 . 1 . اختبار السكون للسلاسل الزمنية The Unit Root Stationary

بشكل عام فأن معظم السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية تتسم بخاصية عدم الاستقرار Non stationary نظرا لطبيعة تغيرها ونموها عبر الزمن الامر الذي يحتم اجراء اختبارات السكون للتأكد من عدم احتواء السلاسل الزمنية على جذر الوحدة Unit Root و تجنب الوقوع في ما يعرف بالانحدار الزائف Spurious Regression اثناء عملية التقدير، والذى يظهر في شكل ارتفاع كبير في قيمة معامل التحديد $R^2$ وهو ما يمكننا من التعرف عما اذا كان المتغير مستقر عند المستوى وتكون في هذه الحالة رتبة تكامله هي I(0) او انه غير مستقر وبالتالي نلجأ الى اخذ الفرق الاول وفى حالة استقراره تكون رتبه تكامله هي I(1) إي ان السلسلة الزمنية لا تحوى جذر الوحدة. (Gujarati. 2003)

وللكشف عن وجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية عادة ما يتم استخدام اختبار جذر الوحدة ديكي – فولر الموسع Augmented Dickey-fuller ADF اضافة الي اختبار فيليبس – بيرون Phillips perron PP وذلك وفق ثلاث معادلات على النحو التالي:

بدون حد ثابت واتجاه زمني $\Delta Y = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

مع وجود ثابت فقط $\Delta Y = a_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

مع وجود حد ثابت واتجاه زمني $\Delta Y = a_0 + a_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

ويمكن صياغة الفرضيات بالشكل الاتي:

الفرضية الصفرية $H_0$ : $H_0 : \partial = o$ أي ان السلاسل الزمنية تحتوى على جذر الوحدة ( غير مستقرة )

الفرضية البديلة $H_1$ : $H_1 : \partial \neq o$ او ان السلاسل الزمنية لا تحوى جذر الوحدة ( مستقرة )

ويتم رفض او قبول الفرضية الصفرية على ضوء القيمة المحسوبة لاختبار ( t - statistic ) ومقارنتها بقيمها الحرجة عند مستوى معنوية 1% ، 5% ، اضافة الى المعنوية الاحصائية (P - value ) عند 5%.

#### 5 . 1 . 1. اختبار ديكى فولر Augmented Diccky – Fuller (ADF)

تشير نتائج الجدول رقم (3) الخاصة باختبار ديكى – فولر الموسع Augmented Diccky – Fuller ( ADF) الى ان السلاسل الزمنية للمتغيرين LGDP, LIMP غير مستقرة عند المستوى I(0) أي انها تحوى جذر الوحدة نظرا لان القيمة المحسوبة لإحصائية t كانت اكبر مقارنة مع قيمتها الجدولية كما ان الاحتمالية الإحصائية Prob هي اكبر من 0.05 عند مستوى الدلالة 0.05، في الحالات الثلاث ( مع الحد الثابت ، الحد الثابت والمتجه الزمنى ، وبدون حد ثابت او متجه زمنى ) وعليه تقبل الفرضية الصفرية القائلة بوجود جذر الوحدة في حين ان السلاسل الزمنية للمتغيرين قد استقرت بعد اخذ الفروق الاولى حيث ان القيمة الجدولية لإحصائية t كانت اصغر من قيمتها المحسوبة كما نلاحظ ان القيمة الاحتمالية P-value اصغر من 0.05 وعليه يتم قبول الفرض البديل أي ان السلسلة الزمنية للمتغيرين مستقرة ومتكاملة من الرتبة الاولى I(1)

**جدول رقم (3) نتائج اختبار ديكى – فولر Augmented Diccky – Fuller (ADF)**

| | | عند المستوى | | | مع الفروق الاولى | | | القرار |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | بدون | مع القاطع | قاطع واتجاه | بدون | مع القاطع | قاطع واتجاه | |
| **LGDP** | * | -0.170591 | -1.796363 | 0.157765 | -0.909881 | -6.175572 | -7.152389 | I(1) |
| | ** | -1.957204 | -3.004861 | -3.595026 | -1.957204 | -2.981038 | -3.595026 | |
| | *** | 0.6133 | 0.3723 | 0.9962 | **0.**3111 | **0.0000** | **0.0000** | |
| **LIMP** | * | 1.477775 | 0.719490- | 2.716054- | 6.122530- | 6.728639- | 6.597979- | I(1) |
| | ** | -1.952910 | 2.967767- | 3.574244- | 1.953381- | 2.971853- | 3.580623- | |
| | *** | 0.9621 | 0.8263 | 0.2379 | **0.0000** | **0.0000** | **0.0000** | |

***القيمة الجدولية ****القيمة المحسوبة *****مستوى المعنوية 0.05**

## 2 . 1. 5. اختبار فيليبس – بيرون Phillips-Perron test (PP)

يوضح الجدول رقم ( 4 ) نتائج اختبار ( PP ) Phillips-Perron test التي تشير الى ان السلاسل الزمنية للمتغيرات غير مستقرة عند المستوى I(0) وذلك من خلال مقارنة القيمة الجدولية مع القيمة المحسوبة للإحصائية t وكذلك جاءت الاحتمالية الاحصائية P-value اكبر من 0.05 وعلية لا يمكن رفض الفرض العدمي القائل بوجود جذر الوحدة وان السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى ، وبعد اخذ الفروق الاولى تم قبول الفرض البديل على ضوء القيمة الاحتمالية التي جاءت اقل من 0.05 مما يشير الى استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج وانها متكاملة I(1)

**جدول رقم (4) نتائج اختبار فيليبس بيرون Phillips-Perron (PP)**

| | | عند المستوى | | | مع الفروق الاولى | | | القرار |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | بدون | مع القاطع | قاطع واتجاه | بدون | مع القاطع | قاطع واتجاه | |
| **LGDP** | * | 1.550251 | -1.863704 | -2.833858 | -4.817272 | -5.461125 | -6.541304 | I(1) |
| | ** | -1.952910 | -2.967767 | -3.574244 | 1.953381- | -2.971853 | -3.580623 | |
| | *** | 0.9671 | 0.3438 | 0.1974 | **0.0000** | **0.0001** | **0.0000** | |
| **LIMP** | * | 2.491133 | 0.439573- | 2.678579- | 6.122530- | 7.236476- | 7.075857- | I(1) |
| | ** | -1.952910 | 2.967767- | 3.574244- | 1.953381- | 2.971853- | 3.580623- | |
| | *** | 0.9958 | 0.8892 | 0.2518 | **0.0000** | **0.0000** | **0.0000** | |

***القيمة الجدولية ****القيمة المحسوبة *****مستوى المعنوية 0.05**

## 2 . 5. تحديد فترات الإبطاء للسلاسل الزمنية number of lags Optimum

لتحديد فترات الابطاء المثلي لمتغيرات النموذج تتم الاستعانة بمجموعة من المعايير وفقا لأدنى قيمة ولعل أهمها معيار Akaike Info Criterion (AIC)ومعيار Hannan-Quinn (HQ)إضافة الى معيار Schwar(SC) وحسب نتائج الجدول رقم (5) فأن فترات الابطاء الزمني عند أدني قيمة للمعايير الثلاثة هي (4) فترات ابطأ زمنية لمتغيرات النموذج

**جدول رقم (5) معايير تحديد عدد فترات التأخير الزمنى**

| HQ | SC | AIC | FPE | LR | LogL | Lag |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 3.510374 | 3.579282 | 3.482505 | 0.111562 | NA | -43.2726 | **0** |
| 1.342255 | 1.54898 | 1.25865 | 0.012094 | 58.22559 | -10.3625 | **1** |
| 1.278406 | 1.622948 | 1.139065 | 0.010813 | 8.972836 | -4.80784 | **2** |
| 1.364782 | 1.847142 | 1.169705 | 0.011347 | 5.263988 | -1.20616 | **3** |
| 0.810113* | 1.430289* | 0.559299* | 0.006366* | 15.60766* | 10.72911 | **4** |

المصدر/ من عمل الباحث استنادا الى مخرجات برنامج (Eviews 10)

### 3 . 5 . اختبار التكامل المشترك وفق أسلوب انجل – جرانجر Co-integration Engle-Granger Test

بعد التأكد من استقرار السلاسل الزمنية عند الفرق الأول وتحديد فترات الابطاء يتم اجراء اختبار التكامل المشترك للكشف عن وجود علاقة تزامنية طويلة الاجل بين متغيرات الدراسة باستخدام اختبار Engle – Granger Co-integration Test، و كذلك من خلال طريقة المربعات الصغرى على مرحلتين التي تتطلب حسب منهجية انجل – جرانجر أولا اجراء عملية تقدير العلاقة بين متغيرات النموذج بطريقة المربعات الصغرى OLS العادية ثم يتم الكشف عن استقرار سلسلة البواقي لنموذج الانحدار باستخدام اختبار ديكي-فولر والتأكد من عدم احتواء السلسلة الزمنية على جذر الوحدة عند المستوي( معن، شحاته، 2020

#### 1 . 3 . 5 . اختبار انجل – جرانجر للتكامل المتزامن

من خلال الجدول رقم (6) نلاحظ ان الاحتمالية الإحصائية Prob لاختبار (Z-statistic) هي اقل من 0.05 وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% وعليه يتم رفض الفرض الصفرية القائلة بأنه لا يوجد تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية وقبول الفرضية البديلة وان هناك علاقة توازنية في الاجل الطويل بين متغيرات النموذج

**جدول رقم ( 6 ) نتائج اختبار انجل – جرانجر للتكامل المشترك**

| *.Prob | z-statistic | *.Prob | tau-statistic | Dependent |
|---|---|---|---|---|
| 0.0036 | 24.5858- | 0.007 | 4.45503- | **GDP** |
| 0.0358 | 18.0063- | 0.0857 | 3.27769- | **IMP** |

المصدر / من عمل الباحث وفقا لمخرجات برنامج Eviews10

#### 2 . 3 . 5 . طريقة المربعات الصغرى على مرحلتين

وفقا لهذا النهج يتم في الخطوة الأولى اجراء عملية التقدير للعلاقة بين المتغير التابع الناتج المحلي غير النفطي LGDP والمتغير المستقل ممثلا في الواردات LIMP باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، ويوضح الجدول رقم (7) نتائج عملية التقدير للعلاقة بين الواردات والناتج المحلي غير النفطي وفى الخطوة الثانية يتم اجراء اختبار استقرار سلسلة البواقي للنموذج للكشف عن جذر الوحدة عند المستوى حسب اختبار ديكي – فولر وجاءت نتائج الاختبار مبينة في الجدول رقم (8)

**الجدول رقم (7) نتائج تقدير معاملات الاجل الطويل بطريقة المربعات الصغرى OLS**

| Dependent Variable: LGDP , Method: Least Squares | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **Variable** | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| **LIMP** | 0.467331 | 0.046839 | 9.977435 | 0.0000 |
| **C** | 5.524878 | 0.415467 | 13.298 | 0.0000 |

المصدر / من عمل الباحث وفقا لمخرجات برنامج Eviews10

**الجدول رقم (8) نتائج اختبار استقرار سلسلة البواقي عند المستوى للنموذج المقدر ديكي – فولر**

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| **Augmented Dickey-Fuller test statistic** | | -3.470103 | 0.0011 |
| **Test critical values:** | 1% level | -2.64712 | |
| | 5% level | -1.95291 | |
| | 10% level | -1.610011 | |

المصدر / من عمل الباحث وفقا لمخرجات برنامج Eviews10

من خلال نتائج الجدول رقم (8) يتبين ان سلسلة البواقي ساكنة عند المستوى حسب اختبار جذر الوحدة لديكي – فولر وهو ما يشير الى وجود علاقة تكاملية متزامنة وانه على المدى الطويل توجد علاقة توازنية بين الواردات والناتج المحلي غير النفطي في ليبيا ويمكن كتابة معادلة الانحدار بين المتغير التابع الناتج المحلي غير النفطي والمتغير المستقل الواردات على النحو التالي:

$$LGDP = 5.52487803577 + 0.467331496196*LIMP$$

$$D.W= 1.082196 \qquad F = 99.5492 \qquad R^2 = 0.78$$

وعلى ضوء نتيجة معادلة الانحدار يتبين ان هناك علاقة طردية ومعنوية احصائيا على المدى الطويل عند مستوى دلالة 5% تربط بين المتغير التابع المتمثل في الناتج غير النفطي والمتغير المستقل الواردات ، كما ان معامل التحديد $R^2 = 0.78$ يشير الى ان 0.78 من التغيرات في المتغير التابع امكن تفسيرها من خلال المتغير المستقل والبقية حوالي 0.22 يمكن ارجاعها الى عوامل أخرى خارج النموذج، إضافة الى ان القيمة المرتفعة لاختبار F- statistic تشير الى صلاحية النموذج للقياس ومعنويته الإحصائية ككل كما بينت نتيجة اختبار السكون لسلسلة البواقي عند المستوي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين متغيرات النموذج.

وبالمقابل فقد أوضحت نتائج التقدير العلاقة الاقتصادية الموجبة بين المتغيرين وهو ما يؤكد صحة الفرضيات حول دور الواردات وتأثيرها الإيجابي على نمو الناتج المحلي غير النفطي وان زيادة الواردات بنسبة 1% يؤدى الى زيادة الناتج غير النفطي بحوالي 0.47 %.

### 4 . 5 . نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الاجل يمكن اختبار وجود العلاقة بين المتغيرين في المدي قصير من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model( ECM) ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ من خلال ادخال سلسلة البواقي المقدرة في نموذج الاجل الطويل كمتغير مستقل وبفترة تأخير واحدة مع ادراج متغيرات النموذج بعد اخذ الفروق الأولى ( دراسة جامعة سرت )ويبين الجدول رقم ( 9 ) نتائج مرونات الاجل القصير حيث بلغت قيمة مرونة متغير الواردات في الاجل القصير كانت ( 0.59 ) وجاءت قيمة معامل تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية احصائيا وبلغت قيمتها ( 0.63- ) عند مستوى معنوية 5% كما وهو ما يعنى ان الاختلالات في الاجل القصير تحتاج الى فترة زمنية قدرها سنة وستة اشهر وهى فترة تكيف بطيئة نسبيا حتى يتم العودة مجددا الى التوازن في الاجل الطويل ، كما تظهر قيمة معامل التفسير $R^2 =$ 0.45 ان التغيرات في المتغير التابع يمكن تفسيرها بنسبة 0.45 من خلال التغيرات الحاصلة في المتغير المستقل في المدى القصير في حين ان قيمة اختبار F-statistic = 10.68 تشير الى المعنوية الإحصائية للنموذج ككل عند مستوى دلالة 5% والى خلو النموذج من المشاكل القياسية

**الجدول رقم (9) نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ ECM**

**Dependent Variable: D(LGDP)**
**Method: Least Squares**

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| **C** | -0.002441 | 0.052092 | -0.046866 | 0.9630 |
| **D(LIMP)** | 0.597082 | 0.15077 | 3.960215 | 0.0005 |
| **U(-1)** | -0.629046 | 0.179815 | -3.498294 | 0.0017 |
| **R-squared** | 0.451052 | Mean dependent | | 0.054005 |

المصدر / من عمل الباحث وفقا لمخرجات برنامج Eviews10

### 5 . 5 . اختبار جرانجر للسببية Granger Causality Test

بعد التأكد من استقرار السلاسل الزمنية يتم الكشف عن اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في النموذج وحسب مفهوم جرانجر للسببية فأن تساوي رتبة التكامل المشترك في سلسلتين زمنيتين هو دلالة على وجود علاقة سببية واحدة على الأقل تربط بينهما، مما يعني ان احد المتغيرات يسبب في المتغير الاخر اذا امكن التنبؤ بقيمة المتغير الثاني عن طريق قيمه السابقة إضافة الى القيم السابقة للمتغير الأول ( حميد،عبدالكريم،2015) و باستخدام اختبار جرانجر للسببية طبقا لفترات تأخير مثلى و بمقارنة إحصائية F الجدولية مع قيمتها المحسوبة عند مستوى معنوية 5% يتم تأكيد او نفي العلاقة السببية بين المتغيرين وفقا للفرضيات التالية :

الفرضية الصفرية $H_0$ : لاتوجد علاقة سببية بين المتغيرين

الفرضية البديلة $H_1$ : توجد علاقة سببية بين المتغيرين

وعلى ضوء النتائج الواردة في الجدول رقم (10) ومن خلال الإحصائية المعنوية Prob لاختبار F-statistic حيث جاءت اقل من 0.05 عند مستوي دلالة 5% مما يشير الى معنوية العلاقة السببية بين المتغيرين وعليه يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرض البديل القائل بأن هناك علاقة سببية في اتجاهين بين الناتج غير النفطي والواردات في ليبيا

**جدول رقم (10) نتائج اختبار السببية لجرانجر Granger Causality Tests**

**Granger Causality Tests**

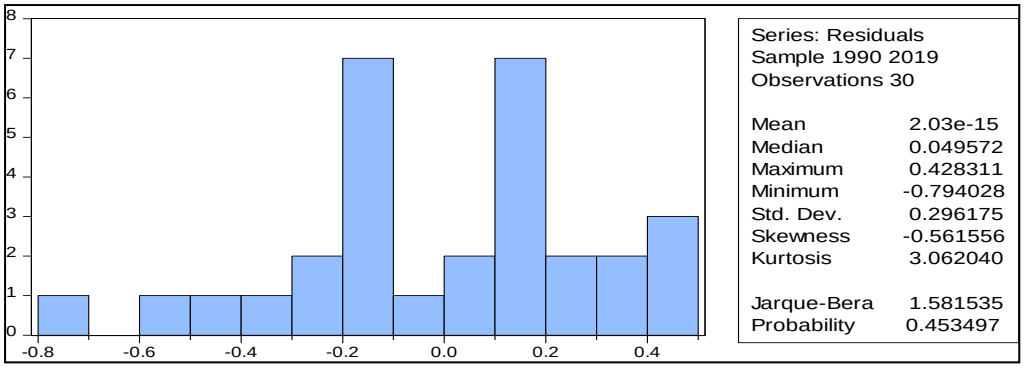
| Null Hypothesis: | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|
| **L IMP does not Granger Cause LGDP** | 3.71549 | 0.0238 |
| **LGDP does not Granger Causal IMP** | 3.01585 | 0.0475 |

المصدر / من عمل الباحث استناداً على مخرجات برنامج Eviews10

### 5 . 6 . الاختبارات التشخيصية

للتأكد من ان النموذج الذي تم تقديره خالي من المشاكل القياسية والاحصائية نقوم بأجراء مجموعة من الاختبارات التشخيصية كما يلي:

**1 . 6 . 5 . اختبارات سلسلة البواقي** للتحقق للتأكد من اعتدالية سلسلة البواقي وأنها تخضع للتوزيع نقوم بأجراء اختبار Jarque-bera للتوزيع الطبيعي والتي بلغت قيمته 1.581535 باحتمالية إحصائية Probability بلغت 0.45349وهي أكبر من 0.05 وهي قيمة غير معنوية عند مستوى الدلالة 5%، وبذلك يتم قبول الفرضية الصفرية التي تنص على أن سلسلة البواقي موزعة توزيعا طبيعيا كما يوضح الشكل (3).




الشكل (3) اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة للبواقي Jarque-Bera

المصدر/ من عمل الباحث استنادا الى مخرجات برنامج Eviews10

### 2 . 6 . 5 . اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي serial correlation

بهدف التأكد من خلو سلسلة البواقي من مشكلة الارتباط التسلسلي serial correlation تتم الاستعانة باختبار مضروب لاجرانج serial correlation LM test، وبينت النتائج الواردة في الجدول رقم (11) أن النموذج لا يعاني من هذه المشكلة، وذلك حسب نتيجة اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test لكون قيمة F-statistic = 0.317945 ,الاحتمال الاحصائي لها بلغت قيمته 0.7304 وهي قيمة غير معنوية و تزيد عن مستوى الدلالة 5%، وعلى ضوء هذه النتيجة لا يمكن رفض الفرض العدمي الذي يعني بأن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي .

**الجدول رقم (11) نتائج اختبار الارتباط التسلسلي للبواقي serial correlation tests**

| **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:** | | | |
|---|---|---|---|
| **F-statistic** | 0.317945 | Prob. F(2,26) | 0.7304 |
| **Obs*R-squared** | 0.716204 | Prob. Chi-Square(2) | 0.699 |

المصدر/ من عمل الباحث استنادا الى مخرجات برنامج Eviews10

### 3 .5. 6. اختبار تجانس التباين Heteroskedasticity

للكشف عن وجود مشكلة عدم تجانس التباين Heteroskedasticity لسلسلة البواقي تتم الاستعانة باختبار ARCH واختبار Breusch-Pagan-Godfrey وطبقا للنتائج حسب الجدول رقم(12) وحسب اختبار ARCH بلغت الاحتمالية الإحصائية لاختبار F-statistic (0.3686) بينما قدرت الاحتمالية الإحصائية لاختبار Breusch-Pagan-Godfrey (0.1415) وهي قيم غير معنوية احصائيا عند مستوي دلالة 5% وعليه يتم قبول فرض العدم القاضي بأن سلسة البواقي لا تعاني من مشكلة عدم التجانس

**جدول (12) نتائج اختبار تجانس التباين Heteroskedasticity**

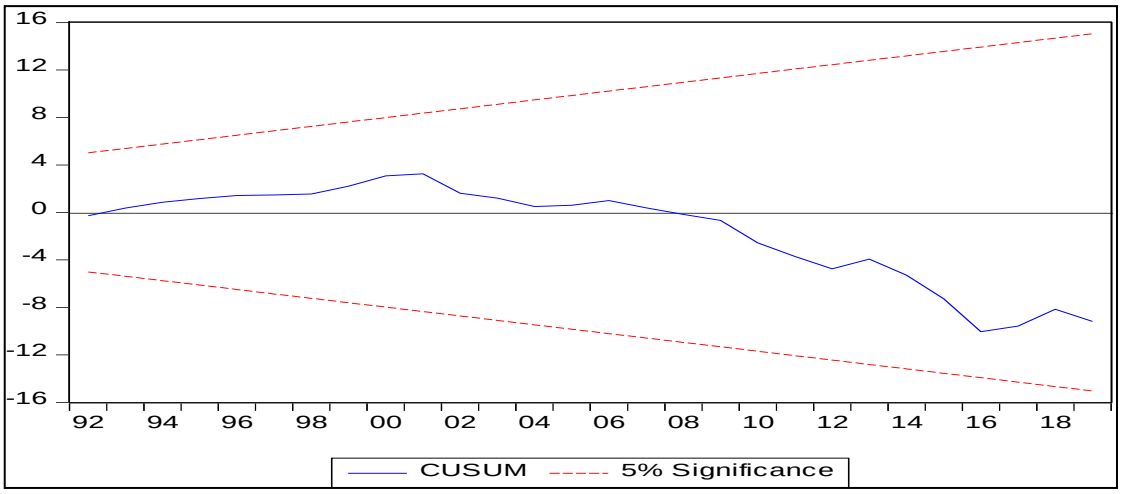
| **Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey** | | | |
|---|---|---|---|
| **F-statistic** | 2.288824 | Prob. F(1,28) | 0.1415 |
| **Obs*R-squared** | 2.266999 | Prob. Chi-Square(1) | 0.1322 |
| **Scaled explained SS** | 2.036066 | Prob. Chi-Square(1) | 0.1536 |
| **Heteroskedasticity Test: ARCH** | | | |
| **F-statistic** | 0.83616 | Prob. F(1,27) | 0.3686 |
| **Obs*R-squared** | 0.87112 | Prob. Chi-Square(1) | 0.3506 |

المصدر/ من عمل الباحث استنادا الى مخرجات برنامج Eviews10

وعلى ضوء هذه النتائج التي توصلت اليها اختبارات تشخيص سلسلة البواقي في النموذج المقدر نستخلص ان النموذج لا يعاني من مشاكل قياسية، وهذا يدل على جودة النموذج ومصداقية النتائج.

### 7. 5. اختبار استقرار هيكل النموذج The Model Stability

تشير نتائج اختبار استقرار هيكل النموذج CUSUM أن النموذج يتصف بالاستقرار، وكذلك معلماته تتصف بالثبات عند المعاينات المتكررة، وذلك من خلال وقوع الشكل البياني للاختبار داخل حدود القيم الحرجة 5% critical bounds كما في الشكل البياني رقم (4).




الشكل البياني رقم (4) اختبار استقرار هيكل النموذج The Model Stability

المصدر/ من عمل الباحث استنادا الى مخرجات برنامج Eviews10

**6 . النتائج**

على ضوء مخرجات التحليل القياسي توصلت الدراسة الى جملة من النتائج على النحو التالي:

1. بينت نتائج اختبار ات جذر الوحدة ان السلاسل الزمنية لمتغيري الناتج غير النفطي والواردات كانت غير مستقرة عند المستوى في حين أصبحت ساكنة بعد اخذ الفروق الأولى وان رتبة تكاملها من الدرجة الأولى حسب اختبار ADF، PP
2. من خلال نتائج اختبار جرانجر للتكامل المشترك خلصت الدراسة الى وجود علاقة توازنية بين متغيري النموذج في الاجل الطويل وهو ما يشير الي قبول الفرضية الأولى المتعلقة بوجود علاقة تكاملية على المدى الطويل بين الواردات والناتج غير النفطي في ليبيا
3. تلعب الواردات دور مهم في نمو الناتج الحلي غير النفطي وذلك ما بينته نتائج تقدير مرونات الاجل الطويل والقصير من خلال العلاقة المعنوية والطردية لمعلمة المتغير المستقل الواردات في النموذج المقدر، وعليه لا يمكن رفض الفرضية الثانية للدراسة الخاصة بوجود أثر موجب للواردات على النمو الاقتصادي غير النفطي في ليبيا
4. حسب نتائج اختبار السببية فأنه يتم قبول الفرضية الثالثة القائلة بوجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الواردات والناتج المحلي غير النفطي في ليبيا
5. اشارت نتائج نموذج تصحيح الخطأ الى وجود علاقة توازنية في المدى القصير وان الاختلالات في الناتج غير النفطي تحتاج الى فترة زمنية قدرت بحوالي سنة ونصف لتصحيح والعودة مجددا الى مسار التوازن على المدى الطويل.
6. اكدت نتائج الاختبارات التشخيصية على خلو النموذج من المشاكل القياسية اضافة الى جودة النموذج وصدق النتائج

**الخلاصة** / على الرغم من الدور الذي تلعبه الواردات في الناتج المحلي غير النفطي الا ان التأثيرات الإيجابية لازالت محدودة في القاعدة الإنتاجية خصوصا في قطاع الصناعات التحويلية والزراعة وذلك بسبب الطبيعة الريعية للاقتصاد الليبي، وهيمنة قطاع النفط على هيكل الناتج المحلي الإجمالي.

وبالمقابل فأن جزء كبير من هيكل الواردات هو عبارة عن سلع استهلاكية وغذائية لتلبية الاحتياجات وسد الفجوة بين الإنتاج المحلى والطلب المحلي المتزايد وهو ما يعكس القصور في الإنتاج المحلي مما يحتم على صناع القرار وضع سياسات اقتصادية واحداث تغييرات هيكلية للرفع من وتيرة النمو الاقتصادي في القطاعات الإنتاجية بعيدا عن هيمنة قطاع المحروقات.

## المراجع

**قائمة المراجع باللغة العربية:**


1- معن، رمضان السيد، شحاته، وفاء بسيوني (2020) دور الانفاق العام في تحقيق اهداف السياسة الاقتصادية (المربع السحري لكالدور) دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري ، مجلة الدراسات التجارية المعاصرة ، العدد 9، ص 166-197
2- حميد حايد، عبدالكريم البشير (2018) ، دراسة قياسية لعلاقة الصادرات بالنمو الاقتصادي في الجزائر ( 1966 – 2015 ) ، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا ، المجلد 14، العدد 19 ص( 147 – 158 ).
3- شادي. سليم، اطبيقة. سعدة، خلف الله. محمد (2022) "قياس العلاقة بين الصادرات والواردات في الاجل الطويل ،دراسة تحليلية قياسية على الاقتصاد الليبي باستخدام نموذج تصحيح الخطأ خلال الفترة 1970 – 2019 ، مجلة الدراسات الاقتصادية – كلية الاقتصاد- جامعة سرت ، مجلد 5، عدد 2، ص 301-323.
4- لمطوش ، لطيفة(2023) " دراسة حول علاقة الواردات بالنمو الاقتصادي :حالة الجزائر والصين للفترة 1987-2021 " مجلة البشائر الاقتصادية ، مجلد 9، عدد 1، ص 673-689.
5- بوداب. سهام، بن جدو. سامي (2021) "اثر الواردات على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1980 -2018) تحليل قياسي، المجلة الجزائرية للأمن والتنمية، مجلد 10، عدد 1 ص 71-82.
6- جحيدر. عماد، الجفائري. محمد (2023) " الواردات والنمو الاقتصادي في ليبيا ، ما لعلاقة؟ دراسة قياسية للفترة 1970 – 2020 باستخدام منهجية ARDL، مجلة العلوم الاقتصادية والسياسية الجامعة الاسمرية، مجلد 20، عدد 2، ص 42-55..
7- لطرش. ربيعة، طويطى. مصطفى(2018)، علاقة أجمالي التكوين الرأسمالي الثابت بالنمو الاقتصادي في الجزائر ، دراسة قياسية للفترة ( 1980 – 2016 ) ، مجلة اداء المؤسسات الجزائرية، العدد 13 ، ص 153 – 170 .
8- صقر. عمر، سليمان. عمرو، فاروق. هدير (2017)" العلاقة السببية بين الواردات من السلع الوسيطة والرأسمالية والنمو الاقتصادي في مصر" ، المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية ، المجلد 31، العدد 4، ص 375 – 394.


**قائمة المراجع باللغة الإنجليزية:**


1- Gujarati, D.N, (2003), Basic Econometrics, Fourd Edition, McGraw-Hill, New York.
2- Khalid Usman, Usman Bashir (2022), the causal nexus between imports and economic growth in China, India and G7 countries: granger causality analysis in the frequency domain, Heliyon Volume 8, Issue 8 pp1-7. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e10180
3- M. Madaleno, Z Ahmed, B. Do˘gan, S. Javeed, L´. Vasa. (2023), the aptness of import-led growth hypothesis for sustainable development in South Asia: Do energy utilization and natural resources matter? Resources Policy 86 , 104262. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030142072300973X?via%3Dihub.
4- B , A. Asunka, B. Ghana , O. A .Anaba, H. Xie, W. Hu(2022), Analysis of the causal effects of imports and foreign direct investments on indigenous innovation in developing countries, International Journal of Emerging Markets, Vol. 17 No. 5, pp. 1315-1335.
5- Mladen M. Ivic (2015), Economic Growth and Development, Journal of Process Management – New Technologies, International, Vol. 3, No.1.
6- P. K. Mishra (2015), the Dynamics of the Relationship between Imports and Economic Growth in India, South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance, 1, pp. 57–79.
7- Grossman. & Helpman, E. (1991). Innovation and Growth in the Global Economy. Cambridge, MA: MIT Press.