مجلة جامعة بنغازي العلمية

http://journals.uob.edu.ly/sjuob

تحليل دوال الاستجابة ومكونات التباين في العلاقة بين الناتج المحلي والميزان التجاري في ليبيا باستخدام شعاع (VAR)
دراسة قياسية للفترة (1990 – 2020)

احميد مجحود عبد الله [1] *

1 قسم الاقتصاد -كلية الاقتصاد والعلوم السياسية -جامعة اجدابيا

تاريخ الاستلام: 06 / 10 / 2022 تاريخ القبول: 06 / 11 / 2022

الملخص:

قامت هذه الدراسة بتحليل دوال الاستجابة النبضية Impulse Responses Function وتجزئة التباين Variance Decomposition بهدف التعرف على تأثير الصدماتShocks في العلاقة بين الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري في ليبيا، وبالاعتماد على بيانات السلاسل الزمنية للفترة (1990 – 2020)، وباستخدام منهجية متجه الانحدار الذاتيVector Auto Regressive (VAR) ، أشارت النتائج إلى احتواء السلاسل الزمنية على جذر الوحدة ولكنها استقرت بعد أخذ الفروق الأولى، إضافة إلى عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين ، في حين بينت النتائج وجود علاقة سببية في اتّجاهين بين متغير الناتج المحلى ومتغير الميزان التجاري.

أوضحت نتائج تحليل دوال الاستجابة النبضية أنّ صدمة الناتج المحلى كان لها تأثير إيجابي على المتغير نفسه في المدى القصير والطويل بينما تأثيرها على متغير الميزان التجاري كان سلبيا في المدى الطويل، وبالمقابل فإن صدمة الميزان التجاري كان تأثيرها على المتغير نفسه سلبيا على المدى الطويل، بينما كان تأثيرها إيجابيا على متغير الناتج المحلى، و أخيرا فإنّ نتائج تحليل مكونات التباين أشارت إلى أن جزءا كبيرا من التقلبات في الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري الناجمة عن الصدمات العشوائية أمكن تفسيرها من خلال متغير الناتج المحلى في المدى القصير بينما أسهم متغير الميزان التجاري في تفسير جزء من تلك التقلبات على المدى الطويل.

الكلمات المفتاحية: دوال الاستجابة، تجزئيه التباين، الناتج المحلى، الميزان التجاري، ليبيا.

Abstract

This Study Analyzed The Impulse Responses Function And Variance Decomposition In Order To Identify The Effect Of Shocks On The Relationship Between The GDP And The Trade Balance In Libya، And Based On Time Series Data For The Period (1990 - 2020)، Using The Vector Auto Autoregressive Methodology. The Results Indicated That The Time Series Contain The Unit Root، But It Stabilized After Taking The First Differences، In Addition To The Absence Of A Long-Run Equilibrium Relationship Between The Two Variables، While The Results Showed The Existence Of A Causal Relationship In Two Directions Between The GDP And The Trade Balance Variable، And By Analyzing The Response Functions Revealed The Results Showed That The GDP Shock had a Positive Effect On The Same Variable In The Short And Long Run، While Its Impact On The Trade Balance Variable Was Negative In The Long Run. In Contrast، The Trade Balance Shock Had a negative Impact On the Same Variable In The Long Run، While Its Impact Was Positive On The GDP Variable. Finally، the results of the analysis of the Variance Decomposition indicated that a large part of the fluctuations in the GDP and the trade balance caused by random shocks could be explained by the GDP variable in the short Run، while the trade balance variable contributed to explaining part of those fluctuations in the long Run.

Keywords: Response Functions، Variance Decomposition، GDP، Trade Balance، Libya.

1. المقدمة:

تثير قضايا النمو الاقتصادي اهتمام واسعا على الصعيد العالمي والإقليمي، ويعد الناتج المحلى الإجمالي كمعيار للنمو أحد اهم المؤشرات الاقتصادية التي تعكس مجمل النشاط الاقتصادي في الدول المتقدمة والنامية، ومن خلال التطورات في الناتج المحلى يمكن التعرف على أهم محدداته ومستوى تأثيره على باقي المتغيرات الكلية الأخرى في الاقتصاد.

وبالمقابل تبرز اهمية الميزان التجاري كمقياس عن القوة الاقتصادية للدولة، ويعتبر المحافظة على توازنه هدف رئيسي في الاقتصاد، ودليل عن مستوى الرفاهية والكفاءة الاقتصادية، كما يترتب عن حالات الفائض والعجز في بنود الميزان التجاري مختلف التأثيرات السلبية والإيجابية في القطاعات الاقتصادية للدولة.

وباعتبار أن ليبيا أحد الاقتصاديات الريعية التي يسهم الإنتاج الأولي فيها بنسبة كبيرة في مكونات الناتج المحلى الإجمالي، كما تلعب التجارة الخارجية دورا مهما في النشاط الاقتصادي يمكن ملاحظته من خلال التركيز السلعي في هيكل الصادرات و التنوع السلعي للواردات مما أدى إلى حالة من الارتباط بين الناتج المحلى في ليبيا والقطاع الخارجي ممثلا في صافى التجارة الخارجية، بحيث أضحى الاقتصاد المحلى عرضة لكثير من الصدمات التي تنجم عن التبعية الاقتصادية للخارج وهو محور هذه الدراسة التي جاءت لتحليل وقياس دوال الاستجابة في العلاقة بين الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري في ليبيا من خلال توظيف نموذج متّجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive في تحديد آثار الصدمات العشوائية وقدرة المتغيرات في تفسير التقلبات الناجمة عن تلك الصدمات في كل من متغير الناتج المحلى الإجمالي ، و متغير الميزان التجاري، وبناء على ما سبق تحاول هذه الدراسة الإجابة عن التساؤل الآتي :

* للمراسلات إلى: احميد مجحود عبد الله

البريد الإلكتروني: ahmid.saaid@uoa.edu.ly

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

ما التأثيرات المحتملة للصدمات العشوائية في العلاقة بين الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري في ليبيا؟

تنطلق الدراسة من الفرضيات الآتية:

- يعتمد النشاط الاقتصادي في ليبيا بصورة رئيسية على انتاج سلعة اولية وحيدة.
- تلعب التجارة الخارجية في ليبيا دور مهم في تصريف فائض الإنتاج الاولى وتوفير الاحتياجات المحلية من السلع والخدمات.
- ارتباط الاقتصاد المحلى بالخارج جعله عرضة للصدمات الاقتصادية.

2. أهداف الدراسة:

- اختبار وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري.
- قياس العلاقة السببية وتحديد اتجاهها بين الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري.
- تحليل وقياس الصدمات العشوائية المتبادلة بين الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري.

3. أهمية الدراسة:

تتلخص أهمية هذه الدراسة في إمكانية التعرف من خلال النموذج المستخدم على طبيعة الصدمات ومصدر حدوثها وتأثيراتها المحتملة، وكذلك إمكانية التنبؤ بالتطورات وتفسيرها في كل من متغيري الدراسة (الناتج المحلى والميزان التجاري)، ومن ثمّ قدرة السلطات على اتّخاذ التدابير المناسبة لمواجهة مثل تلك الصدمات والحد من آثارها والتعامل معها باستخدام أدوات السياسة الاقتصادية المختلفة.

أولاً / الدراسات السابقة

تبنت العديد من الدراسات والابحاث التطبيقية منهجية شعاع الانحدار الذاتي Vector Autoregressive (VAR) لقياس دوال الاستجابة النبضية إضافة إلى تحليل مكونات التباين لمعرفة التأثيرات المختلفة للصدمات العشوائية في أحد أو بعض المتغيرات على بقية المتغيرات الكلية الاقتصادية الأخرى إضافة إلى طبيعة واتجاه تلك التأثيرات، ودرجة الاستجابة لتلك الصدمات على المتغيرات، والقدرة التفسيرية لكل متغير في قيم المتغيرات الأخرى

ومع اختلاف المتغيرات والظواهر الاقتصادية تتباين ردود الأفعال والسلوك تجاه الصدمات من حيث نوع العلاقة وطبيعتها ودرجة تأثيرها، وقبل استعراض تلك الدراسات نشير إلى أنّ الدراسة الحالية تتقاطع مع تلك الدراسات من خلال النموذج المستخدم في حين يكمن الاختلاف في المتغيرات الداخلة في النموذج والفترة الزمنية وكذلك الحدود المكانية للدراسة كونها تتعلق بليبيا.

تم استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) **في دراسة (حسنى عبدالواحد ، 2020)** لقياس أثر الدين العام على النمو الاقتصادي في مصر للفترة (1976 – 2018) بهدف معرفة الآثار الديناميكية للدين العام على النمو الاقتصادي، من خلال فرضية وجود علاقة موجبة في الأجلين الطويل والقصير بين المتغيرين من خلال قياس دوال نبض الاستجابة الهيكلية وتحليل التباين الهيكلي، إضافة إلى تحديد اتجاه العلاقة بين النمو الاقتصادي والدين العام، حيث توصلت الدراسة إلى نتائج مفادها أن هناك تأثيرا معنويا و إيجابي للدين العام على النمو الاقتصادي في المدى الطويل كما أن صدمات الدين العام لها آثار استجابة طويلة الأجل على النمو الاقتصادي، وأثر سلبا في الأجل القصير كما أشارت النتائج إلى أنّ تحليل التباين الهيكلي أثبت أن صدمة الدين العام لها أهمية تفسيرية في تباين النمو الاقتصادي في مصر.

وكذلك تم استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) في **دراسة (عابد، جوادى ، 2022)** لتحليل وقياس الصدمات والآثار الطويلة الأجل لبعض مؤشرات الاقتصاد الكلى على سوق العمل الجزائري باستخدام دوال الاستجابة للفترة (1990 – 2020) مع تحديد ردود الفعل في الأجل الطويل لسوق العمل الجزائري نتيجة الصدمات في بعض المؤشرات الاقتصاد الكلى الجزائري (نصيب الفرد من الناتج المحلى الإجمالي ، الاستثمار الأجنبي المباشر، الإنفاق العام، معدل التضخم ، الكتلة النقدية)، وخلصت الدراسة إلى أنّ الصدمات في متغير الاستثمار الأجنبي المباشر ومتغير الإنفاق العام تؤثر سلبا على معدل التشغيل في الجزائر.

وفى المقابل استعانت **دراسة (Hoai ،Sum ،2019)** بنموذج Bayesian Vector Autoregressive (BVAR) بهدف تحديد الأهمية النسبية لصدمات الاقتصاد الكلي في متغيرات (قطاع الموارد الاولية ، القطاع التحويلي ، سعر الصرف الحقيقي ، معدل التضخم) ومدى تأثير تلك الصدمات على الميزان التجاري في بابوا ،غينيا الجديدة اعتمادا على بيانات للفترة (2002 – 2016) حيث أشارت نتائج تحليل دوال الاستجابة النبضية إلى أن حدوث الصدمات بمقدار انحراف معياري واحد في متغيرات الدراسة قد أسهمت بشكل كبير في تقلبات الميزان التجاري بأحجام متفاوتة، وأنّ حدوث صدمة في متغير قيمة العملة يؤثر إيجاباً في سعر الصرف الحقيقي و قطاع الموارد مما يؤدي إلى تحسن في الميزان التجاري، كما أنّ الصدمات في القطاع التحويلي والتضخم لهما تأثير إيجابي وغير معنوي على الميزان التجاري، في حين تبنت **دراسة (كمال، حليمة، 2018)** نموذج الانحدار الذاتي (VAR) بهدف قياس وتحليل آثار صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي في الجزائر اعتماداً على بيانات ربع سنوية خلال الفترة (2000 - 2016) شملت العديد من المتغيرات (الناتج المحلى الإجمالي ، عرض النقود، سعر الفائدة ، سعر الصرف ، وحجم القروض)، وأشارت نتائج تحليل دوال الاستجابة إلى أنّ حدوث صدمة عشوائية في متغير الكتلة النقدية ومتغير حجم القروض بمقدار انحراف معياري واحد كان له تأثير إيجابي على متغير الناتج المحلى الإجمالي، كما أنّ حدوث صدمة في متغير سعر الصرف تؤثر بشكل موجب على الناتج المحلى الإجمالي في المدى القصير قبل أن تتحول إلى أثر سلبي في المدى الطويل، في حين أن صدمة سعر الفائدة لها تأثير سلبى في المدى القصير والطويل على الناتج المحلى الجزائري.

كذلك اعتمدت **دراسة (البلعزي، بن سليم ، 2018)** على نموذج الانحدار الذاتي (VAR) لقياس طبيعة العلاقة بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي للفترة (1981 – 2016) من خلال قياس دوال الاستجابة النبضية وتحليل مكونات التباين لمتغيري التضخم وعرض النقود، وأظهرت النتائج أن الصدمات العشوائية في النموذج لها تأثير على المتغيرات التي تتجه نحو التوازن على شكل علاقة موجبة بين عرض النقود والتضخم في الأجل الطويل، كما أشار تحليل التباين لخطأ التنبؤ أن معدل التضخم يتأثر بمستوى عرض النقود، وأن حدوث صدمة غير متوقعة في عرض النقود ستؤثر في معدل التضخم، كما استعانت **دراسة (Yong ،Liu ،2017)** بتقنية شعاع الانحدار الذاتي VAR بهدف قياس تأثير صدمات الإنفاق الحكومي على سعر الصرف الحقيقي في الصين خلال الفترة (1995 - 2015) واشارت نتائج تحليل دوال الاستجابة النبضية أن صدمات الاستهلاك الحكومي التوسعي وصدمات الاستثمار الحكومي تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي، كما بينت النتائج أيضًا أنّ كلاً من الإنفاق الاستهلاكي الحكومي الإيجابي وصدمات الاستثمار أسهما في انخفاض الميزان التجاري بشكل متزامن مع ارتفاع العجز الحكومي؛ مما أدى إلى حدوث عجز مزدوج في الميزان التجاري والميزانية العامة، وكذلك فإنّ تقنية شعاع الانحدار الذاتي (VAR) و سببية جرانجر (Granger Causality) تمّ استخدامها في **دراسة (علاوى، زاهي، 2015)** في تحليل وقياس العلاقة بين التوسع المالي والمتغيرات الاقتصادية(الحساب الجاري، الميزان التجاري، حساب رأس المال، عرض النقود) في العراق للفترة (1974 – 010) ، وتوصل الباحثان إلى أن هناك علاقة سببية في اتجاهين بين التوسع المالي وعرض النقود، كما أنّ هناك علاقة سببية في اتجاه واحد بين التوسع المالي وحساب رأس المال، كما أشارت نتائج الدراسة أيضا إلى

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 1637-2790، الورقي: 1629-2790. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

عدم وجود علاقة سببية بين متغير التوسّع المالي والمتغيرات الاقتصادية (الحساب الجاري والميزان التجاري)، وأخيراً قامت **دراسة (Ali،Cem ، 2014)** على التحقيق في آثار صدمات الإنفاق الحكومي على سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري في تركيا اعتمادا على بيانات ربع سنوية للفترة (2002 - 2012) استنادا إلى منهجية متجه الانحدار الذاتي (VAR)، و أظهرت نتائج التحليل أن الصدمة الإيجابية للإنفاق الحكومي تؤثر في زيادة سعر الصرف الحقيقي مع تدهور الميزان التجاري في حين أن صدمات الإنفاق الاستثماري العام ضئيلة و ليس لها معنوية إحصائية.

ثانياً / العلاقة بين الميزان التجاري والنمو الاقتصادي

1 – مفهوم النمو الاقتصادي / يُعدّ النمو الاقتصادي من أهم الأهداف التي تسعى مختلف الدول الى تحقيقه والحفاظ على معدلات تزايده بشكل يتناسب مع حجم ومستوى تلك الاقتصاديات، ويعبر عنه بالناتج المحلى الإجمالي (GDP) كمقياس كمي لحجم الإنتاج من السلع والخدمات داخل حدود الدولة خلال فترة زمنية معينة تكون عادة سنة، كما يمكن أن يستخدم متوسط نصيب الفرد من الدخل الحقيقي كمؤشر على النمو الاقتصادي (مقران، 2011، ص24) ويمكن احتساب الناتج المحلى الإجمالي من خلال المتطابقة الآتية:

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

حيث: C الاستهلاك، I الاستثمار، G الإنفاق العام، (X-M) صافي التعامل مع العالم الخارجي

ويتوقف النمو الاقتصادي على الزيادة في رأس المال المادي والبشرى كعنصر إنتاجي او التقدم التكنولوجي أو اكتشاف موارد جديدة، ومن أهم محدداته مستوى وحجم استغلال الامكانيات المتاحة إضافة إلى القدرة الاستيعابية في الاقتصاد حيث ترتبط معدلات النمو عبر الزمن بعلاقة طرديا بمعدلات الزيادة في إنتاج القطاعات الاقتصادية (الفتلاوى، شاكر، 2016، ص3).

2 – الميزان التجاري / يشير مفهوم الميزان التجاري إلى الفرق بين قيمة صادرات اقتصاد ما، وقيمة وارداته من السلع والخدمات، أو هو رصيد العمليات التجارية، أي المشتريات والمبيعات من السلع والخدمات (التيجانى،2014، ص21)، وهذا هو المعنى الواسع للميزان التجاري وهو أحد الموازين الفرعية المكونة لميزان المدفوعات الذي يمثل سجل يتضمن جميع معاملات الدولة مع العالم الخارجي.

يُعرف الميزان التجاري أيضًا بصافي الصادرات ويرمز له بـ NX و في حالة زيادة قيمة الصادرات مقارنة بواردات الدولة، فإن ذلك يظهر الفائض التجاري أو الميزان التجاري الإيجابي، في حين يمثل العجز التجاري أو الميزان التجاري السلبي زيادة قيمة الواردات مقارنة بالصادرات (Rath pp.401،al.2020،et).

3 – علاقة الميزان التجاري بالنمو الاقتصادي

يرتبط الميزان التجاري بعلاقة ذات تأثير متبادل مع النمو الاقتصادي فاختلالات الميزان التجاري والمتمثلة في الفائض والعجز تعكس مستويات من الركود والانتعاش في الناتج المحلى، إضافة إلى كونها تعبيرا عن طبيعة الاقتصاد وهيكل الإنتاج به ومستوى تقدمه وتنوعه والأهمية النسبية لمختلف القطاعات الاقتصادية في الدولة.

ومن ناحية أخرى تعمل التجارة الخارجية على توسيع السوق لإنتاج بلد ما باعتبارها وسيلة لنفاذ فائض الإنتاج المحلى إلى الخارج، و يتفق الكثير من الاقتصاديين على دور الصادرات في زيادة الناتج المحلى الإجمالي باعتبارها محركا للنمو Export-Led Growth (Amiri، 2011 PP.4)، حيث يؤدى ارتفاع الطلب الأجنبي على السلع والخدمات المنتجة محليا إلى زيادة الإنتاج المحلى الموجه للتصدير مما يساعد في خلق وفورات الحجم مع انخفاض تكاليف الوحدة، وطبقا لآلية المضاعف فإنّ زيادة حجم الصادرات تؤدي إلى زيادة الناتج المحلى الإجمالي بعدد مرات أكبر من الزيادة في حجم الصادرات (بوزيد،بشير،2020 ،ص11).

وفى المقابل فإن زيادة حجم الواردات حسب النظرية الكينزية يمثل عنصر تسرب في دورة الناتج والدخل خصوصا إذا ارتفعت نسبة الواردات الاستهلاكية في هيكل الواردات، في إشارة إلى حالة القصور في الطاقات الإنتاجية عن تلبية الطلب المحلى (هريات،2020، ص22) في حين أنّ فرضية قيادة الواردات للنمو Imports- led Growth يمكن أن تفسر الدور الذي تلعبه الواردات من المعدات الرأسمالية والسلع الوسيطة والتكنولوجيا في زيادة الناتج المحلى بحيث يكون النمو الاقتصادي مدفوعًا بشكل أساسي بزيادة حجم الواردات (Serhat and Sinemis،2016، pp.149).

ثالثاً / الدراسة القياسية

1 – البيانات ومنهجية الدراسة

استخدمت هذه الدراسة سلسلة بيانات سنوية للفترة (1990 – 2020) تم تجميعها من قاعدة بيانات البنك الدولي (world bank) آخر تحديث بتاريخ (مايو-2022) خاصة بمتغيرات الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري في ليبيا، أما منهجية الدراسة فقد تبنّت تقنية شعاع الانحدار الذاتي (VAR) Vector Auto Regression في تحليل السلاسل الزمنية والقياس الكمي للعلاقة بين متغيرات النموذج باستخدام برنامج (Eviews.10)

2 – متغيرات نموذج الدراسة

لقياس العلاقة الخطية بين متغيرات الدراسة نستخدم نموذج الانحدار بين متغير النمو الاقتصادي المعبر عنه بالناتج المحلى الإجمالي (GDP) ومتغير الميزان التجاري (TB) وفق المعادلة الآتية:

$$GDP = F(TB)$$

والتي يمكن تحويلها الى الشكل القياسي الآتي: $GDP_t = c + \beta_1 TB_t + \varepsilon_t$

حيث: GDP_t الناتج المحلى الإجمالي معبراً عن النمو الاقتصادي، TB_t الميزان التجاري ، β_1 معلمة (مرونة المتغير ميزان التجارة)، c الحد الثابت، ε حد الخطأ

3 – متجه الانحدار الذاتي Vector Auto Regressive (VAR)

تم تطوير نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) من قبل (Sims(1980 (نقار،العواد،2012، ص339) من خلال استخدام خصائص إدخال عامل الزمن في الدراسات التطبيقية الخاصة بقياس العلاقات الاقتصادية وإظهار السلوك الحركي للمتغيرات استنادا إلى قيمها في الفترات المبطأة (Lag) والتعامل مع كل المتغيرات كونها تفسيرية دون تمييز بينها (علاوى، راهي، ، ص 226) حيث تُعدّ كافة المتغيرات في النموذج هي متغيرات داخلية (Endgionus) أي أن يكون كل متغير دالة في قيمته في الفترات السابقة، وكذلك في القيم السابقة لباقي المتغيرات (حايد، عبدالكريم، 2018،ص151) و باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) Ordinary Least Squares وبعد تحديد فترات الإبطاء المثلى ولتكن P=2 يمكن كتابة نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR(2) لمتغيرين (X، Y) بالصيغة الآتية (حامد،2018،ص129) :

$$y_t = c_1 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 X_{t-1} + \beta_4 X_{t-2} + U_t$$

$$X_t = c_2 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 Y_{t-2} + V_t$$

وبناء على المعادلات السابقة فإنّ نموذج متجه الانحدار الذاتي للدراسة الحالية وبمعرفة فترات التأخير المثلى (P=3) VAR(3) يمكن كتابته على الصورة الآتية :

$$GDP_t = c_0 + \beta_1 GDP_{t-1} + \beta_2 GDP_{t-2} + \beta_3 GDP_{t-3} + \beta_4 TB_{t-1} + \beta_5 TB_{t-2} + \beta_6 TB_{t-3} + U_t$$

$$TB_t = \alpha_0 + \beta_1 TB_{t-1} + \beta_2 TB_{t-2} + \beta_3 TB_{t-3} + \beta_4 GDP_{t-1} + \beta_5 GDP_{t-2} + \beta_6 GDP_{t-3} V_t$$

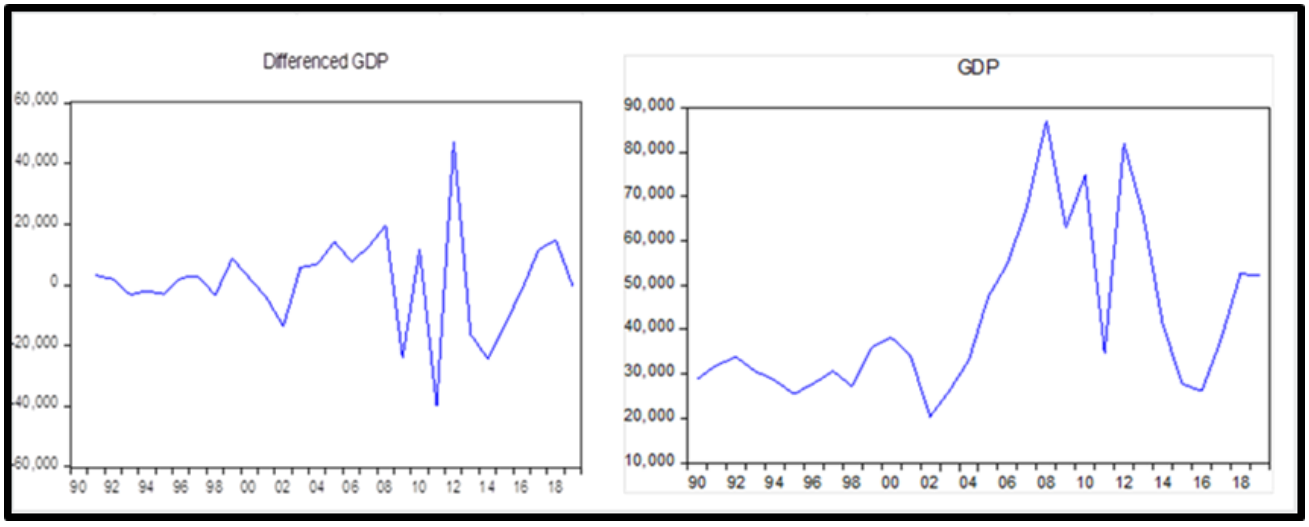
©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

ويتطلب نموذج (VAR) تحقق الاستقرارية للسلاسل الزمنية (Stationary) من خلال اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) ومدى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات باستخدام اختبار التكامل المشترك (Cointegration Test) وكذلك معرفة اتجاه هذه العلاقة بواسطة اختبار السببية (Causality Test) (الجندى،2021، ص 123)

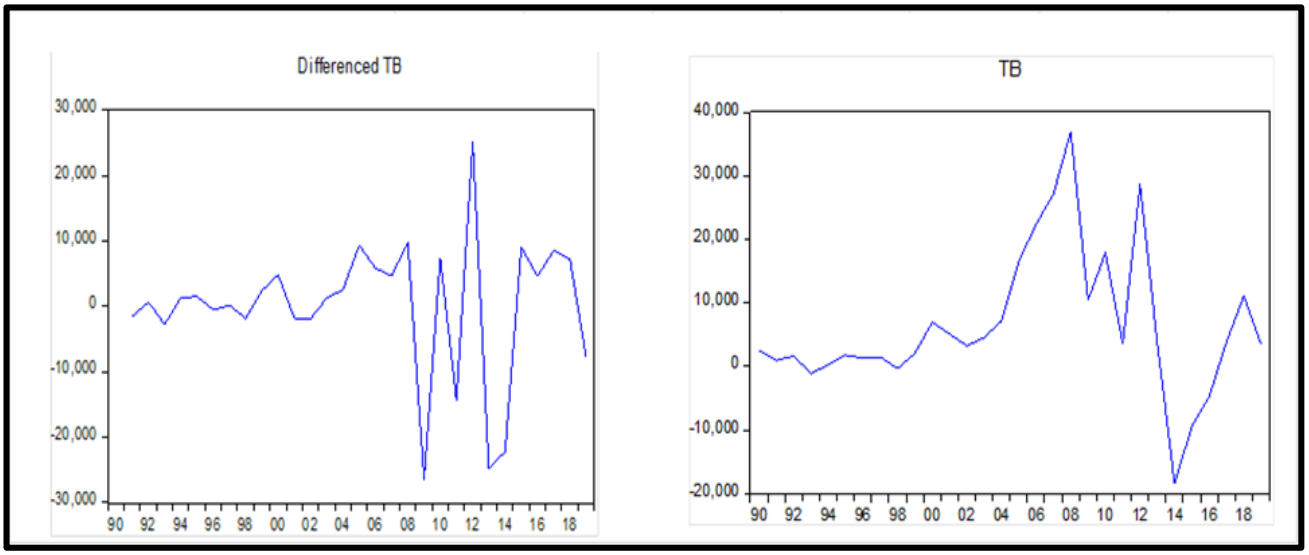
رابعاً / نتائج الدراسة القياسية

1 - اختبارات الاستقرارية للسلاسل الزمنية Stationary Tests

تتّسم بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية عمومًا بالاتجاه العشوائي ومن المهم قبل دراسة النماذج القياسية أو تقدير العلاقات طويلة وقصيرة الأجل التعرف على خصائص السلاسل الزمنية المستخدمة في التقدير ودراسة درجة استقرارها وتكاملها؛ وذلك تفاديا للوقوع في الانحدار المزيف (Spuriour Regrassion) الذي يمكن إزالته بأخذ الفروق بين المشاهدات للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة التي تكون بعضها ثابتة عند المستوي ، والبعض الآخر يصبح ثابتًا بعد الفرق الأول ، وبعضها قد يصبح ثابتًا بأكثر من فرق واحد، ومن خلال الأشكال البيانية رقم (1) ، (2) للسلاسل الزمنية المدرجة في النموذج قبل وبعد القيام بإجراء اختبارات السكون فإنّه يمكن ملاحظة وجود اتجاه عام متزايد عبر الزمن لهذه السلاسل؛ مما يدل على أنّها غير مستقرة عند المستوى ومن ثمّ لابد من القيام باختبارات السكون للتأكد من إمكانية أن تحوى السلاسل الزمنية على جذر الوحدة.



الشكل رقم (1) متغير الناتج المحلى الإجمالي ((GDP قبل وبعد أخذ الفروق الأولى



الشكل رقم (2) متغير الميزان التجاري (TB) قبل وبعد أخذ الفروق الأولى

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

وفى هذه الدراسة سيتم تبنى اختبار ديكى – فولر المعزز (Augmented Diccky – Fuller (ADF وكذلك اختبار فيليبس – بيرون (PP) Philips and Perron (1988) وذلك من خلال 3 نماذج كما يلى (اسماعيل،2018، ص52) :

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 $\Delta Y = a_0 + a_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$

وسيتم اختبار الفرض الصفري H_0 مقابل الفرض البديل H_1 في الحالات الثلاثة على النحو الآتي :

السلسلة غير مستقرة (تحوى جذر الوحدة) $H_0 : \delta = 0$

السلسة مستقرة (لا تحوى جذر الوحدة) $H_0 : \delta \neq 0$

ويتم رفض أو قبول الفرضية الصفرية استناداً إلى المقارنة التي تتم بين القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية لإحصائية اختبار t، فإذا كانت القيمة المحسوبة للاختبار أقل من القيمة الجدولية يتم قبول الفرضية الصفرية القائلة بعدم سكون البيانات وأنها تحوى جذر الوحدة مقابل رفض الفرض البديل القائل بسكون وتكامل السلسلة عند المستوى I(0)، بينما يتم رفض الفرضية الصفرية لصالح الفرضية البديلة بعد أخذ الفروق الأولى في حالة أن القيمة المحسوبة كانت أكبر من القيمة الجدولية في إشارة إلى استقرار السلسلة و عدم احتوائها على جذر الوحدة وانها متكاملة من الرتبة الأولى I(1) وذلك عند مستوى معنوية 5% .

1 -1– اختبار ديكى فولر المطور

Augmented Diccky – Fuller (ADF)

من خلال الجدول رقم (1) تشير نتائج اختبار ديكى – فولر (ADF) Augmented Dickey – Fuller إلى أن السلسلة الزمنية للمتغير GDP غير مستقرة عند المستوى I(0) أي إنّها تحوى جذر الوحدة وذلك عند مقارنة قيمة إحصائية t المحسوبة مع قيمتها الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05، ولكن السلسلة استقرت بعد الفروق الأولى عند الحد الثابت والحد الثابت والاتجاه الزمنى؛ مما يشير إلى عدم احتوائها على جذر الوحدة وأنها متكاملة من الرتبة الاولى I(1) .

كما تشير النتائج الى عدم استقرار السلسلة الزمنية للمتغير TB عند المستوى I(0) وذلك من خلال مقارنة القيمة المحسوبة لاختبار tمع القيمة الجدولية (القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية) وكذلك الاحتمالية (Probe) أكبر من 0.05؛ مما يوضح أنّ السلسلة تحوي جذر الوحدة، وبعد أخذ الفروق الأولى استقرت السلسلة وأصبحت ساكنة ومتكاملة من الدرجة الأولى I(1).

الجدول رقم (1) نتائج اختبار الاستقرارية وجذر الوحدة باستخدام (ADF)

المتغيرات		عند المستوى		مع الفرق الاول		القرار
		حد ثابت	حد ثابت واتجاه زمني	حد ثابت	حد ثابت واتجاه زمني	
GDP	*	-2.533347	-2.843769	-7.309041	-7.167546	I (1)
	**	-2.967767	-3.574244	-2.971853	-3.580623	
	***	0.1183	0.1942	0.000	0.000	
TB	*	-2.802274	-2.75457	-6.936114	-6.809926	I (1)
	**	-2.967767	-3.574244	-2.971853	-3.580623	
	***	0.0703	0.224	0.000	0.000	

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

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

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

تشير النتائج الخاصة باختبار Phillips-Perron test (PP) الواردة في الجدول رقم (2) إلى أن السلاسل الزمنية للمتغيرين GDP، TB ومن خلال المقارنة نجد أن قيمة إحصائية اختبار t المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية مما يعنى ان السلاسل غير مستقرة عند المستوى وتحوى جذر الوحدة، ولكنها استقرت عند اخذ الفروق الاولى حيث إن القيمة المطلقة لاختبار t المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية و لها معنوية إحصائية عند 0.05 مما يعني أن السلسلتين مستقرتين ومتكاملتين من الدرجة الأولى I(1) .

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 1637-2790، الورقي: 1629-2790. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

جدول رقم (2) نتائج اختبار استقرار السلاسل الزمنية وجذر الوحدة باستخدام Phillips-Perron test

المتغيرات		عند المستوى		مع الفرق الاول		القرار
		حد ثابت	حد ثابت واتجاه زمني	حد ثابت	حد ثابت واتجاه زمني	
GDP	*	-2.533335	-2.778972	-8.717305	-8.548078	I (1)
	**	-2.967767	-3.574244	-2.971853	-3.580623	
	***	0.1183	0.2156	0.000	0.000	
TB	*	-2.751993	-2.704796	-9.418265	-10.63088	I (1)
	**	-2.967767	-3.574244	-2.971853	-3.580623	
	***	0.0778	0.2420	0.000	0.000	

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

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

– تحديد فترات الإبطاء (التأخير) للسلاسل الزمنية

للحصول على فترات الإبطاء المناسبة يمكن استخدام عدة معايير موضحة بالجدول رقم (3) والتي من خلالها يتم اختيار عدد فترات التأخير الزمنى للمتغيرات وذلك كخطوة أولى لتقدير شعاع الانحدار الذاتي (VAR)

جدول رقم (3) معايير تحديد عدد فترات التأخير الزمنى

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1279.301	NA	2.19E+40	98.5616	98.65838	98.58947
1	-1259.072	35.7903	6.29E+39	97.3132	97.60353*	97.3968
2	-1254.792	6.913369	6.20E+39	97.29168	97.77556	97.43102
3	-1246.628	11.93240*	4.58e+39*	96.97135*	97.64879	97.16643*
4	-1243.103	4.609658	4.91E+39	97.00789	97.87888	97.2587

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

من خلال الجدول رقم (3) نلاحظ أنّ فترات الإبطاء الزمنى وفقا لمعايير Akaike(AIC) ، Hannan-Quinn (HQ) عند ادنى قيمة هى 3 فترات زمنية بينما معيار Schwarz (SC) يشير إلى فترة تأخير واحدة، ومن هنا نستنتج أنّ عدد فترات الإبطاء المناسبة للتقدير هي 3 فترات تأخير زمنى.

3 – منهجية التكامل المشترك Co-Integration – اختبار جوهانسون Johansen

استنادا على نتائج اختبار جذر الوحدة الذي تم إجراؤه فإنّ السلاسل الزمنية لمتغيري الدراسة الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري كانت غير ساكنة عند المستوى، ولكنها استقرت بعد أخذ الفروق الأولى لها مما يعني أنّها متكاملة عند الدرجة الأولى I(1) وأن الفرق الأول لها متكامل عند المستوى I(0).

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

وحيث إن مفهوم التكامل المشترك Co – integration يدعم فكرة وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية باعتبار أنّ هذه المتغيرات وعلى المدى الطويل لا تتباعد عن بعضها البعض وان حدث مثل هذا التباعد (اختلال) في التوازن فإنّ القوى الاقتصادية تكون قادرة على إعادة التوازن من جديد (عريقيب ، 2018،ص14) ، وبعد تحديد عدد فترات الإبطاء (Lag Length) التي يتضمنها النموذج وهي 3 فترات تأخير و حيث ان المتغيرات في الدراسة جميعها استقرت بعد الفرق الاول 1st ومتكاملة من الدرجة الاولى فأن اختبار التكامل المشترك يكون مناسبا وفقا لطريقة جوهانسون Johansen Test الذي يعد اكثر ملاءمة في الكشف عن وجود التكامل المشترك حتى في حالة وجود متغيرين فقط، وذلك لا نه يسمح بتبادل الأثر بين المتغيرات المستخدمة في مثل هذه الدراسات، وهو ما يميزه عن طريقة Engle–Granger (حميد، عبدالكريم، 2018،ص154) حيث يتيح اختبار Johansen إمكانية التعرف على متجهات التكامل عن طريق استخدام إحصائية الأثر Trace Test(λ trace) وإحصائية القيم المميزة العظمى (λ max) Maximum Eigenvalues لاختبار الفرضيات على النحو الآتي :

الفرضية الصفرية: r = 0 لا يوجد تكامل مشترك مقابل الفرض البديل r = 1

جدول رقم (4) نتائج اختبار التكامل المشترك وفق صيغة جوهانسون – (Trace test)

Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob
None	0.323643	12.23549	15.49471	0.146
At most 1	0.076479	2.068607	3.841466	0.1504

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

جدول رقم (5) نتائج اختبار التكامل المشترك وفق صيغة القيم المميزة لجوهانسون (M ax – Eigenvalue Test)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob
None	0.323643	10.16688	14.2646	0.2012
At most 1	0.076479	2.068607	3.841466	0.1504

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

من خلال الجدول رقم (4) نلاحظ أنّ قيمة اختبار الأثر المحسوبة (λ trace) أقل من قيمتها الجدولية (12.24 < 15.49) عند مستوى المعنوية 0.05، وعليه لا نستطيع رفض الفرض العدمي القائل بعدم وجود تكامل مشترك أي لا توجد علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات، ويعزز هذه النتيجة الجدول رقم (5) الخاص باختبار القيم المميزة العظمى Maximum Eigenvalues حيث جاءت قيمة إحصائية الأثر المحسوبة (λ max) اقل من قيمتها الجدولية (10.17 < 14.26) و بالآتي قبول الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين متغيرات الدراسة.

4 -اختبار السببية VAR Wald Test Causality

بعد التأكد من عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج، وبعد تحديد فترات التأخير المثلى نقوم بفحص العلاقة السببية بين المتغيرات، والتأكد عما إذا كان هناك صلة تربط بينهما وفق فرضية إحصائية للتأثير السببي بناءً على التنبؤ عبر الانحدار التلقائي للمتجه، و هناك ثلاث احتمالات للعلاقة بين المتغيرات وفقًا لهذا النهج ، وهي علاقة ثنائية الاتجاه وأحادية الاتجاه أو لا توجد علاقة سببية بين المتغيرات قيد الدراسة، وباستخدام اختبار Wald Test نقوم بفحص الفرضية الصفرية القائلة بأنّ الناتج المحلى الإجمالي GDP في الفترات السابقة لا يسبب تغيرات في الميزان التجاري مقابل الفرض البديل القائل بأنّ التغيرات في الناتج المحلى الإجمالي في الفترات المبطأة تسبب في التغيرات في الميزان التجاري ومن خلال معادلة الميزان التجاري في نموذج الانحدار الذاتي VAR(3)

$$Tb = C(8) * GDP(-1) + C(9) * GDP(-2) + C(10) * GDP(-3) + C(11) * TB(-1) + C(12) * TB(-2) + C(13) * TB(-3) + C(14)$$

الفرضية الصفرية: *GDP(lag1 ،lag2 ،lag3) does not cause TB*

مقابل الفرض البديل: GDP(*lag1 ،lag2 ،lag3) cause TB*

H_0 او $C(8)*GDP(-1) = C(9)*GDP(-2) = C(10)*GDP(-3) = 0$:

$H_1 : C(8)*GDP(-1) = C(9)*GDP(-2) = C(10)*GDP(-3) \neq 0$

مما يعني أنّ التغيرات السابقة في الناتج المحلى الإجمالي تسبب في التغيرات في الميزان التجاري، وكانت النتائج وفقا لاختبار Wald Test حسب الجدول الآتي

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 1637-2790، الورقي: 1629-2790. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

جدول رقم (6) اختبار Wald Test لفحص العلاقة السببية بين GDP و TB

Wald Test:			
Null Hypothesis: C(8)=C(9)=C(10)=0			
Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	13.97002	3	0.0029
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(8)		-0.879031	0.247241
C(9)		0.220221	0.343401
C(10)		0.237747	0.255082

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

من خلال الجدول رقم (6) فإنّ قيمة Chi-square = 13.97 وقيمة الاحتمالية (P-value = 0.003) هي أقل من 0.05 و بالتالي نقوم برفض الفرضية الصفرية لصالح الفرض البديل القائل بأنّ الناتج المحلى الإجمالي في الفترات الزمنية السابقة يسبب في التغيرات في الميزان التجاري، وأن هناك علاقة سببية من الناتج المحلى الإجمالي في اتجاه الميزان التجاري.

وبالمقابل يمكن اختبار السببية من الميزان التجاري تجاه الناتج المحلى الإجمالي باستخدام اختبار Wald Test للسببية و فحص الفرضية الصفرية القائلة بأنّ الميزان التجاري TB في الفترات السابقة لا يسبب تغيرات الناتج المحلى الإجمالي GDP مقابل الفرض البديل بأن التغيرات في الميزان التجاري خلال فترات سابقة تسبب في التغيرات في الناتج المحلى الإجمالي ومن خلال معادلة الناتج المحلى الإجمالي في نموذج الانحدار الذاتي VAR(3)

$$GDP = C(1) * GDP(-1) + C(2) * GDP(-2) + C(3) * GDP(-3) + C(4) * TB(-1) + C(5) * TB(-2) + C(6) * TB(-3) + C(7)$$

ويمكن صياغة الفرضيات على الشكل الآتي:

الفرضية الصفرية : *TB (lag1 ،lag2 ،lag3) does not cause GDP*

مقابل الفرض البديل: *Tb (lag1 GDP ، lag2 ،lag3) cause*

ويمكن إعادة كتابة الفرض العدمي والفرض البديل بالصيغة الآتية:

$$H_0: C(4) * TB(-1) = C(5) * TB(-2) = C(6) * TB(-3) = 0$$

$$H_1: C(4) * TB(-1) = C(5) * TB(-2) = C(6) * TB(-3) \neq 0$$

ومن خلال الجدول رقم (7) جاءت نتائج اختبار Wald Test لفحص السببية من الميزان التجاري باتجاه الناتج المحلى الإجمالي

الجدول رقم (7) نتائج اختبار Wald Test للسببية من TB الى GDP

Wald Test:			
Null Hypothesis: C(4)=C(5)=C(6)=0			
Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	14.12372	3	0.0027
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(4)		1.196802	0.568472
C(5)		0.860409	0.766951
C(6)		-1.039505	0.494469

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

من خلال الجدول رقم (7) نلاحظ أن قيمة Chi-square =14.12 وقيمة الاحتمالية (P-value = 0.0027) هي أقل من 0.05 ومن ثمّ نقوم برفض الفرضية الصفرية لصالح الفرض البديل القائل بأنّ التغيرات السابقة في الميزان التجاري تسبب في التغير في الناتج المحلى الإجمالي، مما يشير إلى وجود علاقة سببية من الميزان التجاري TB إلى الناتج المحلى الإجمالي GDP.

5 – تقدير العلاقة الدالية بين الناتج المحلى الإجمالي والميزان التجاري وفق نموذج الانحدار الذاتي (VAR)

بعد تحديد عدد فترات الإبطاء المثلى (3 فترات إبطاء) يمكن تقدير العلاقة بين المتغيرين في الدراسة باستخدام شعاع الانحدار الذاتي VAR (3) ونتحصل على النتائج المبينة في الجدول الآتي

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

جدول رقم (8) نتائج تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR(3)

Vector Autoregression Estimates Included observations: 27 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
GDP (-1)	GDP	TB
	-0.315429	-0.879031
	0.36313	0.24724
	[-0.86865]	[-3.55536]
GDP(-2)	0.134998	0.220221
	0.50436	0.3434
	[0.26766]	[0.64129]
GDP(-3)	0.6202	0.237747
	0.37464	0.25508
	[1.65545]	[0.93204]
TB(-1)	1.197180	1.486805
	(0.56847)	(0.38706)
	[2.10596]	[3.84133]
TB(-2)	0.860028	0.190036
	(0.76695)	(0.52219)
	[1.12136]	[0.36392]
TB(-3)	-1.039419	-0.157370
	(0.49447)	(0.33667)
	[-2.10209]	[-0.46743]
C	1.85E+10	1.51E+10
	(1.1E+10)	(7.3E+09)
	[1.72282]	[2.05745]
R-squared	0.662187	0.598762
Adj. R-squared	0.560844	0.478390
Sum sq. resids	3.12E+21	1.45E+21
S.E. equation	1.25E+10	8.51E+09
F-statistic	6.534073	4.974282
Log likelihood	-661.9771	-651.5987
Akaike AIC	49.55386	48.78509
Schwarz SC	49.88982	49.12105
Mean dependent	4.35E+10	6.74E+09
S.D. dependent	1.89E+10	1.18E+10
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.64E+39
Determinant resid covariance		1.45E+39
Log likelihood		-1293.938
Akaike information criterion		96.8843
Schwarz criterion		97.55622
Number of coefficients		14

المصدر / من عمل الباحث وفق مخرجات برنامج Eviews 10

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

GDP =18515346006.8 -0.315199907292*GDP(-1) + 0.134679555893*GDP(-2) + 0.62028606236*GDP(-3) + 1.19680154324*TB(-1) + 0.860408782959*TB(-2) - 1.03950522379*TB(-3)

TB =15054636204 -0.878981460077*GDP(-1) + 0.220258244372*GDP(-2) + 0.23766708374*GDP(-3) + 1.48677552829*TB(-1) + 0.189920391524*TB(-2) - 0.157276325461*TB(-3)

يوضح الجدول رقم (8) معادلات الانحدار الذاتي لكل من المتغيرين GDP، TB حيث يمثل كل عمود معادلة مستقلة تفسر متغيرا بدلالة قيمته في الفترات السابقة إضافة الى القيم السابقة للمتغير الآخر لعدد ثلاث فترات زمنية في الماضي وباستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS يمكن تلخيص نتائج التقدير كالآتي:

1-5 -التقييم الإحصائي والاقتصادي لمعادلة الناتج المحلى الإجمالي GDP

1-1-5- عدم معنوية قيم المعالم السابقة لمتغير الناتج المحلى في الفترات GDP(-1) ، GDP(-2) ، GDP(-3)، بينما جاءت قيمة المتغير TB معنوية إحصائيا خلال فترتين إبطاء TB(-1)، TB(-3) وكذلك معنوية الحد الثابت وذلك عند مستوى معنوية 0.05.

2-1-5- يشير تحليل المرونات لمعادلة انحدار متغير الناتج المحلى الإجمالي GDP إلى أنّ مرونة TB (-1) بلغت 1.197180 وإشارتها موجبة مما يعني أنّ التغير في الميزان التجاري للفترة السابقة بمقدار 1% يؤدى إلى التغير في الناتج المحلى الإجمالي بقيمة 1.19، إضافة إلى أنّ مرونة TB (-3) جاءت إشارتها سالبة مما يدل على أنّها ترتبط عكسيا مع الناتج المحلى الإجمالي حيث بلغت قيمتها (-1.039419)

3-1-5- يشير معامل التحديد (R^2 = 0.66) إلى جودة مقبولة للنموذج الخاص بمعادلة الناتج المحلى الإجمالي GDP حيث يمكن تفسير التغيرات في الناتج المحلى الإجمالي بنسبة 66% على ضوء التغيرات السابقة في المتغير GDP نفسه وكذلك التغيرات في القيم السابقة للمتغير الميزان التجاري TB .

4-1-5- تشير قيمة فيشر (F = 6.534073) إلى معنوية النموذج من الناحية الإحصائية ، وعليه يمكن قبول معادلة الناتج المحلى الإجمالي GDP من الناحية الإحصائية .

5 – 2 - التقييم الإحصائي والاقتصادي لمعادلة الميزان التجاري TB

1-2-5- بينت النتائج أنّ هناك معنوية إحصائية لكل من قيمة معلمة المتغير الناتج المحلى الإجمالي في الفترة السابقة GDP(-1) وكذلك قيمة المتغير الميزان التجاري في الفترة السابقة TB (-1) إضافة إلى معنوية الحد الثابت، بينما لم تظهر باقي معالم المتغيرات أي معنوية إحصائية عند فترات إبطاء (2 ، 3) عند مستوى دلالة 0.05 .

2-2-5- بلغت مرونة الناتج المحلى الإجمالي لفترة تأخير واحدة (GDP(-1 حوالى (0.879031) وإشارتها سالبة مما يدل على علاقة عكسية أي إنّ زيادة الناتج المحلى الإجمالي بقيمة 1% يؤدى إلى انخفاض الميزان التجاري بقيمة (0.879)، كما بلغت مرونة TB (-1) حوالى 1.486805 مع إشارة موجبة دلالة على وجود علاقة طردية مما يعني أنّ زيادة الميزان التجاري في السنة السابقة بمقدار 1% يؤدى إلى زيادة الميزان التجاري في السنة الحالية بمقدار(1.486).

3-2-5- يشير معامل التحديد (R^2 = 0.598) إلى القدرة التفسيرية للنموذج الخاص بمعادلة الميزان التجاري TB حيث يمكن تفسير 0.59 من التغيرات في الميزان التجاري من خلال التغيرات الحاصلة في الناتج المحلى الإجمالي في الفترات السابقة وكذلك التغيرات في قيم متغير الميزان التجاري نفسه في الفترات السابقة.

5-2-4- تشير قيمة فيشر (F = 4.974282) إلى معنوية النموذج ككل من الناحية الإحصائية، وعليه يمكن قبول معادلة الميزان التجاري TB من الناحية الإحصائية .

وعلى الرغم من أهمية المعنوية الإحصائية لبعض المعالم في النموذج إلا إنّ عدد فترات الإبطاء وانخفاض درجات الحرية قد يفسر عدم معنوية الكثير من معالم النموذج لأن الهدف الرئيسي في مثل هذا النوع من النماذج هو دراسة السلوك الحركي للمتغيرات إضافة إلى تحليل الصدمات (العقاب ، صديق، 2019،ص 87)

6 - الاختبارات التشخيصية لنموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(3)

للتأكد من صلاحية نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(3) يمكن إجراء مجموعة من الاختبارات التشخيصية على البواقي (Residuals).

1-6- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

من خلال الجدول رقم (9) الذي يبين نتائج اختبار (LM) Serial Correlation Tests لمعرفة مدى وجود ارتباط ذاتي بين سلسلة البواقي لفترات تأخير (3) حيث يتم رفض الفرض البديل بوجود ارتباط ذاتي لصالح الفرض العدمي القائل بعدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء حيث المعنوية الإحصائية (P- value > 0.05)

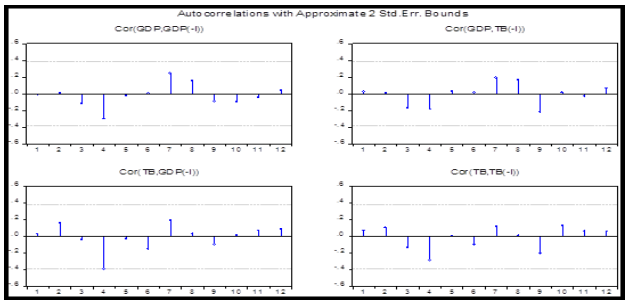
جدول رقم (9) نتائج اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي Serial Correlation LM Tests لنموذج VAR(3)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	Df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.960815	4	0.2913	1.294331	34.0)،(4	0.2917
2	6.278876	4	0.1793	1.670208	34.0)،(4	0.1796
3	2.891283	4	0.5762	0.731987	34.0)،(4	0.5765
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.960815	4	0.2913	1.294331	34.0)،(4	0.2917
2	8.417513	8	0.3938	1.0896	30.0)،(8	0.3971
3	12.12701	12	0.4355	1.037281	26.0)،(12	0.4465
***Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.**						

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: **2790-1637**، الورقي: **2790-1629**. رقم الإيداع القانوني: **2018/154** دار الكتب الوطنية

كما يبين الشكل رقم (3) أن البواقي تقع داخل حدود الثقة أي أنها ذات معنوية إحصائية وأنّها ذات تشويش أبيض



الشكل رقم (3) التمثيل البياني لدوال الارتباط الذاتي للبواقي

من خلال الجدول رقم (10) تشير نتائج اختبار Jarque-Bera إلى قبول الفرضية الصفرية على أنّ البواقي تتبع التوزيع الطبيعي حيث إنّ القيمة الجدولية هي أكبر من القيمة المحسوبة لاختبار Jarque-Bera كما أنّ الاحتمالية الإحصائية (Prob) هي أكبر من 0.05

جدول رقم (10) نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي

VAR Residual Normality Tests			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal			
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.856514	2	0.6516
2	0.967663	2	0.6164
Joint	1.824177	4	0.7681
*Approximate p-values do not account for coefficient			
estimation			

6-3- اختبار عدم تجانس التباين لسلسلة البواقي في النموذج (Heteroskedasticity Tests)

من خلال الجدول رقم (11) توضح نتائج اختبار عدم تجانس التباين أنّ قيمة الاحتمالية (Chi-sq) بلغت 0.32 وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05 وعليه نرفض الفرضية البديلة بعدم تجانس التباين في سلسلة البواقي، ونقبل الفرضية الصفرية القائلة أنّ سلسلة البواقي ذات تباين متجانس وأنّ النموذج ككل لا يعاني من مشكلة عدم التجانس

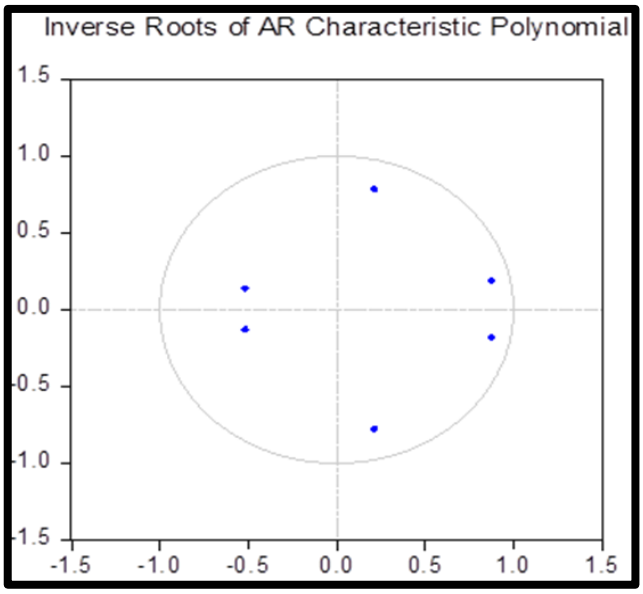
الجدول رقم (11) نتائج اختبار عدم التجانس Heteroskedasticity Tests

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)		
Sample: 1990 2020		
Included observations: 27		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
39.49463	36	0.3166

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

7 - اختبار استقراريه نموذج VAR(3)

بعد القيام بتقدير نموذج الانحدار الذاتي VAR(3) نمر الى الخطوة الآتية للتأكد من استقراريه النموذج باستخدام اختبار الجذور العكسية (Inverse Roots) الذي يشير الى توافر شروط استقرار النموذج طالما ان جميع الجذور هي اقل من الواحد كما في الجدول رقم (12) إضافة إلى أنّ جميع النقاط تقع داخل إطار الدائرة الواحدة كما هو موضح بالشكل رقم (4)



الشكل رقم (4) نتائج اختبار الاستقرارية للنموذج VAR(3)

جدول رقم (12) نتائج اختبار الاستقرارية للنموذج VAR(3)

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: GDP TB	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 3	
Root	Modulus
0.880690 - 0.186192i	0.900157
0.880690 + 0.186192i	0.900157
0.218827 - 0.779538i	0.80967
0.218827 + 0.779538i	0.80967
-0.513829 - 0.132117i	0.530542
-0.513829 + 0.132117i	0.530542
No root lies outside the unit circle.	
VAR satisfies the stability condition.	

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

8-الدراسة الهيكلية للنموذج

8-1-تحليل الصدمات (دوال الاستجابة النبضية) (Impulse Responses Function (IRF

استنادًا إلى نتائج نموذج VAR المقدر، يتم حساب دوال الاستجابة النبضية Impulse Responses Function (IRF) بهدف التعرف على السلوك

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

الديناميكي للمتغيرات ومدى تفاعلها مع بعضها البعض عن طريق التأثيرات المتزامنة والآنية حيث تستخدم هذه الدوال كأداة لقياس تأثير الصدمة بمقدار انحراف معياري واحد في أحد المتغيرات على القيم الحالية والمستقبلية للمتغير نفسه و المتغيرات الداخلية الأخرى المدرجة في النموذج (العقاب، الصديق، 2019،ص89) وذلك لفترات زمنية تمتد الى 10 فترات؛ مما يتيح دراسة أثر الصدمات في المدى القصير والطويل .

يتم عرض دوال الاستجابة النبضية (IRF) للنموذج VAR(3) لصدمة متغير الناتج المحلى في الجدول رقم (13) الذي يشير إلى أنّ حدوث صدمة عشوائية في الناتج المحلى الإجمالي (GDP) وبمقدار انحراف معياري واحد سيؤدى إلى تأثيرات تمتد لعدد الفترات الزمنية (10) حيث كانت درجة استجابة المتغير نفسه في المدى القصير موجبة و متناقصة، وسجلت أعلى قيمة لها في الفترة (1) بلغت (12688.68) لتتناقص في الفترتين الآتيتين قبل أن تأخذ منحنى سالبا وموجبا اعتبارا من الفترة (4)

جدول رقم (13) دوال الاستجابة لمتغير GDP

Response of GDP		
Period	GDP	TB
1	12688.68	7542.464
2	5181.002	217.7876
3	6828.247	-89.41167
4	-1176.14	-2915.577
5	790.4318	-661.5697
6	455.3813	-948.754
7	550.0308	-1603.515
8	-1610.08	-2584.077
9	-2523.499	-2284.829
10	-2363.464	-1634.002

وبالمقابل كانت استجابة متغير الميزان التجاري لصدمة الناتج المحلى الإجمالي موجبة في المدى القصير بلغت (7542.464) في الفترة (1) قبل أن تتحول إلى استجابة سلبية في المدى الطويل اعتبارا من الفترة (3).

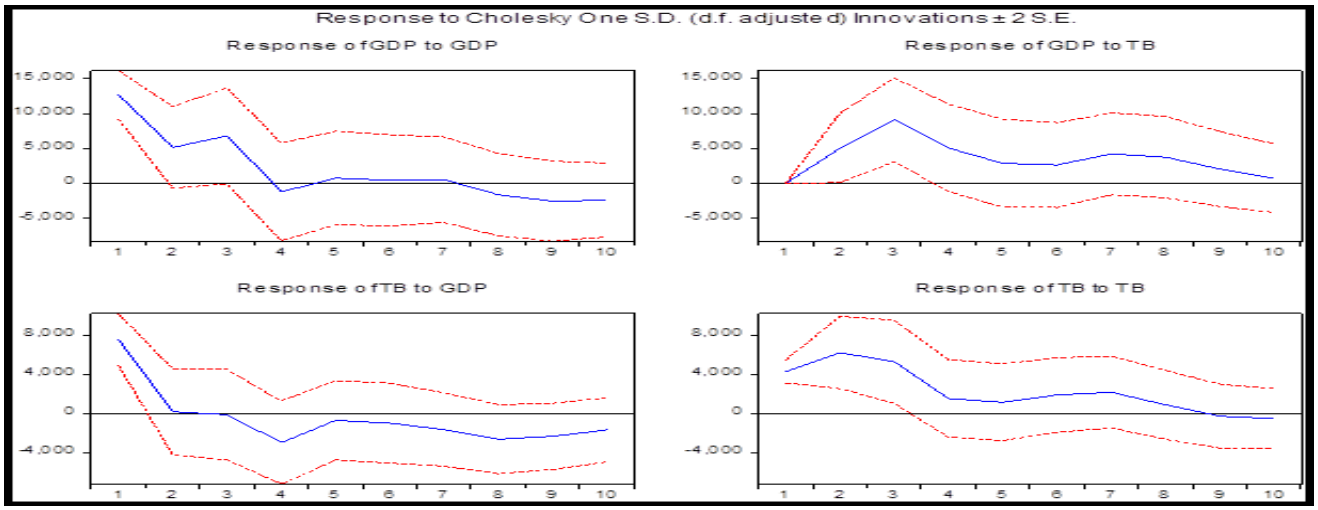
وبوضح الجدول رقم (14) نتائج تأثير صدمة عشوائية في متغير الميزان التجاري بمقدار انحراف معياري واحد حيث كانت درجة استجابة الناتج المحلى الإجمالي معدومة تماما في الفترة (1) قبل أن تتحول إلى استجابة موجبة وإن كانت بمعدل متناقص طوال المدة (10) حيث بلغت أعلى قيمة لها في الفترة (3) وصلت الى (9138.166)، و من ناحية أخرى فإنّ صدمة الميزان التجاري (TB) كان لها تأثيرات إيجابية على المتغير نفسه في المديين القصير والمتوسط حيث وصلت درجة استجابة المتغير للصدمة العشوائية أعلى قيمة لها (6230.893)، وذلك في الفترة (2) قبل أن تتحول إلى استجابة سلبية في المدى الطويل

جدول رقم (14) دوال الاستجابة لمتغير TB

Response of TB		
Period	GDP	TB
1	0.0000	4309.439
2	5088.474	6230.893
3	9138.166	5298.17
4	5090.975	1558.191
5	2895.267	1179.285
6	2662.232	1918.376
7	4258.38	2200.175
8	3779.668	917.6805
9	2072.593	-241.8562
10	760.8311	-480.2796

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

ومن خلال الشكل رقم (5) يمكن التعرف على مختلف التأثيرات للصدمات العشوائية على متغير الناتج المحلي الإجمالي GDP ومتغير الميزان التجاري TB



المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 2790-1637، الورقي: 2790-1629. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

2-8 – تحليـــــــــــل مكونـــــــــــات التبـــــــــــاين (VDC) VarianceDecomposition Analysis

في هذا الجزء يتم عرض نتائج تحليل مكونات تباين خطأ التنبؤ للنموذج، ومعرفة مقدار خطأ التنبؤ الذي يعود إلى المتغير نفسه، ونسبة خطأ التنبؤ الذي يعزى الى المتغيرات الأخرى في النموذج، وترجع أهمية هذا التحليل في تحديد القدرة التفسيرية ومدى إسهام كل متغير من متغيرات النموذج في تباين الخطأ إضافة إلى قياس أثر التغير الناجم عن صدمة مفاجئة (Shock) في متغير محدد على بقية المتغيرات في النموذج.

تشير نتائج تحليل مكونات التباين في الجدول رقم (15) إلى أنّ التقلبات في الناتج المحلى الإجمالي الناجمة عن صدمة غير متوقعة أمكن تفسيرها من خلال المتغير نفسه خلال الفترة (1) بنسبة (100%)، واستمرت هذه النسبة مرتفعة خلال المدى القصير قبل أن تتناقص خلال الفترات الآتية وإرجاع جزء من هذه التقلبات في المدى المتوسط والطويل إلى تقلبات في متغير الميزان التجاري الذي تزايدت قدرته التفسيرية حتى وصلت في نهاية الفترة الزمنية (8) إلى أقصى حد لها (43.33302)

وبالمقابل يوضح الجدول رقم (16) أنّ التقلبات في متغير الميزان التجاري الناجمة عن صدمة عشوائية تعود إلى تقلبات الناتج المحلى الإجمالي بنسبة (75.39) فيما ترجع بقية النسبة (24.61) إلى متغير الميزان التجاري نفسه، وذلك خلال الفترة الزمنية (1) لتبدأ بعدها هذه النسبة في القدرة التفسيرية بين المتغيرين صعودا لمتغير TB وانخفاضا لمتغير GDP في المدى القصير والمتوسط، أمّا على المدى الطويل فإنّ صدمات متغير الميزان التجاري تتناقص ولكن تظل مرتفعة في إشارة إلى أنّ التقلبات الناجمة تعود إلى المتغير نفسه حتى نهاية الفترة الزمنية (10) في حين تتزايد التقلبات الناجمة عن المتغير الناتج المحلى الإجمالي لتصل إلى نسبة (45.89) مع نهاية الفترة الزمنية (10)

جدول رقم (15) تحليل مكونات التباين (VDC) لمتغير الناتج المحلى GDP

Variance Decomposition of GDP:			
Period	**S.E.**	**GDP**	**TB**
1	12688.68	100.0000	0.0000
2	14619.78	87.88584	12.11416
3	18543.7	68.18595	31.81405
4	19265.78	63.54324	36.45676
5	19498.15	62.20208	37.79792
6	19684.32	61.08454	38.91546
7	20147.18	58.38462	41.61538
8	20561.79	56.66698	43.33302
9	20819.48	56.74202	43.25798
10	20967.01	57.21696	42.78304

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

جدول رقم (16) تحليل مكونات التباين (VDC) لمتغير الميزان التجاري TB

Variance Decomposition of TB:			
Period	**S.E.**	**GDP**	**TB**
1	8686.773	75.38927	24.61073
2	10692.59	49.79922	50.20078
3	11933.57	39.98606	60.01394
4	12383	42.6799	57.3201
5	12456.61	42.45906	57.54094
6	12639.12	41.80514	58.19486
7	12929.01	41.48966	58.51034
8	13216.62	43.52631	56.47369
9	13414.84	45.15042	54.84958
10	13522.52	45.89434	54.10566

المصدر / من عمل الباحث بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

4. النتائج

1. أشارت نتائج اختبار الاستقرارية حسب اختبار ديكى – فولر (ADF) Augmented Dickey – Fuller واختبار فيليبس – بيرون (PP) Phillips-Perron test إلى أن السلاسل الزمنية للمتغير GDP ، TB غير مستقرة عند المستوى (I(0 أي إنها تحوى جذر الوحدة، ولكن السلاسل استقرت بعد أخذ الفروق الأولى عند الحد الثابت والحد الثابت والاتجاه الزمنى، في حين أشار اختبار التكامل المشترك حسب منهجية جوهانسون Johansen الى عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين في الدراسة .

2. أوضحت نتائج اختبار السببية VAR Wald Test Causality بأن الناتج المحلى الإجمالي في فترات الإبطاء الزمنى يسبب في التغيرات في الميزان التجاري، وأن هناك علاقة سببية من الناتج المحلى الإجمالي في اتجاه الميزان التجاري، وكذلك فإنّ التغيرات السابقة في الميزان التجاري تسبب في التغير في الناتج المحلى الإجمالي، مما يشير إلى وجود علاقة سببية من الميزان التجاري TB الى الناتج المحلى الإجمالي.GDP

3. بينت نتائج تقدير النموذج لمعادلة الانحدار المتغير GDP ان قيمة -TB(1) معنوية إحصائيا مع وجود علاقة طردية موجبة، إضافة الى معنوية (-3) TB مع علاقة عكسية، في حين أنّ نتائج تقدير النموذج لمعادلة الانحدار المتغير TB أشارت إلى أنّ هناك معنوية إحصائية GDP(-1) و علاقة سالبة وكذلك (-1) TB له معنوية إحصائية مع وجود علاقة طردية موجبة عند مستوى دلالة 0.05 .

4. كما تشير نتائج الدراسة إلى أنّ حدوث صدمة عشوائية في الناتج المحلى الإجمالي GDP وبمقدار انحراف معياري واحد كان لها اثر ايجابي في المتغير نفسه على المدى القصير والطويل بينما لها أثر سالب في المدى المتوسط ،وبالمقابل كانت استجابة متغير الميزان التجاري TB لصدمة الناتج المحلى الإجمالي موجبة في المدى قبل أن تتحول إلى استجابة سلبية في المدى الطويل.

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 1637-2790، الورقي: 1629-2790. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية

5. كذلك بينت نتائج تحليل دوال الاستجابة أن صدمة متغير الميزان التجاري TB بمقدار انحراف معياري واحد كان لها تأثيرات إيجابية على المتغير نفسه في الأجلين القصير والمتوسط بينما كانت الاستجابة سلبية في المدى الطويل في حين أنّ استجابة الناتج المحلى الإجمالي لصدمة الميزان التجاري كانت موجبة ومتناقصة طوال المدة (10 فترات زمنية)

6. تشير نتائج تحليل مكونات التباين إلى أنّ التقلبات في الناتج المحلى الإجمالي الناجمة عن صدمة غير متوقعة أمكن تفسيرها من خلال المتغير نفسه خلال المدى القصير قبل أن يُسهم متغير الميزان التجاري في تفسير جزء من هذه التقلبات في المدى المتوسط والطويل، وبالمقابل فإنّ تقلبات الناتج المحلى الإجمالي الناجمة عن صدمة عشوائية في متغير الميزان التجاري قد أسهمت بنسبة كبيرة في تفسير التغيرات في الميزان التجاري في المدى القصير والمتوسط ؛ أمّا على المدى الطويل فإنّ تلك التقلبات تعود إلى متغير الميزان التجاري نفسه

5. المراجع

أولاً: المراجع العربية

1. ابوزيد، لطفي. بشير،عبدالكريم،(2020) العلاقة السببية والتكاملية بين الصادرات والناتج المحلى الإجمالي في ليبيا خلال الفترة 1990 – 2015 ، مجلة دراسات الإنسان والمجتمع، العدد 11 ، ص11.
2. إسماعيل، عصام(2018) قياس فاعلية الواردات في التأثير على النمو الاقتصادي في سورية، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 40، العدد 3، ص52.
3. البلعزى، بن سليم(2018) العلاقة بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي للفترة 1981 – 2016، دراسة قياسية، مجلة العلوم الاقتصادية والسياسية، كلية الاقتصاد والتجارة زليتن، الجامعة الاسمرية، العدد 12، ص 35 – 63.
4. التيجاني، خالد(2014) سياسة التحرير الاقتصادي وأثرها في الميزان التجاري السوداني 1993 -2012 ، رسالة ماجستير منشورة، كلية الدراسات العليا والبحث العلمي، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، ص21.
5. الجندي، قاسم(2021) العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الإجمالي لرأس المال الثابت خلال الفترة (1980 – 2020) ، مجلة العلوم الاقتصادية والسياسية، كلية الاقتصاد والتجارة ، الجامعة الأسمرية، العدد 18،ص123.
6. حامد، قريب الله(2018)، استخدام نموذج (VAR) لدراسة العلاقة بين حجم الإنفاق العام والنمو السكاني في السودان للفترة (1960-2015) ، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد19،العدد 2.
7. حميد. حايد، عبدالكريم .البشير، دراسة قياسية لعلاقة الصادرات بالنمو الاقتصادي في الجزائر(1966-2015) ،مجلة اقتصاديات شمال افريقيا، المجلد14،العدد 19، ص151، 2018.
8. عابد، جوادي(2022) دراسة تحليلية وقياسية للصدمات والآثار الطويلة الأجل لبعض مؤشرات الاقتصاد الكلي على سوق العمل الجزائري باستخدام دوال الاستجابة للفترة 1990 – 2020 ، مجلة البشائر الاقتصادية، الجزائر، المجلد8، العدد 1، ص 35 – 53.
9. عبد الواحد. حسنى(2020) قياس أثر الدين العام على النمو الاقتصادي في مصر باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي، المجلة العلمية للدراسات التجارية والبيئية، جامعة قناة السويس، المجلد 11، العدد 3، ص 166 -219.
10. عريقيب ،سعاد(2018) دور الصادرات في النمو الاقتصادي في ليبيا بتطبيق تحليل التكامل المشترك والسببية للفترة (1962 – 2015) ، مجلة العلوم الاقتصادية والسياسية ، كلية الاقتصاد والتجارة ، الجامعة الأسمرية، العدد 11، ص14.
11. العقاب، محمد. صديق، حمايدي(2019) محددات الإنفاق العام في الجزائر: دراسة قياسية باستخدام نموذج (VAR) خلال الفترة 1980- 2017،مجلة المنتدى للدراسات والأبحاث الاقتصادية ، المجلد 3 ، العدد (الخاص) ص 87.
12. علاوى كامل، زاهر محمد(2015) تحليل العلاقة بين التوسع المالي والمتغيرات الاقتصادية في العراق للمدة 1974 – 2010 ، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، السنة التاسعة، العدد 29 ، ص226.
13. الفتلاوى، كامل. شاكر، أسعد(2016) العلاقة السببية بين التجارة الخارجية والنمو الاقتصادي في العراق للمدة 1980 – 2013 ، مجلة الغرى للعلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد 13، العدد 40، ص 3.
14. كمال، حليمة(2018) قياس وتحليل آثار صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفترة 2000- 2016، مجلة الدراسات المالية والمحاسبة والإدارية، العدد 9 ، ص 51 – 72.
15. مقران، بهلول (2011) علاقة الصادرات بالنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1970 – 2005، رسالة ماجستير منشورة، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر، ص24-25.
16. نقار، عثمان، منذر العواد (2012) استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلى وإجمالي التكوين الرأسمالي في سورية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية ، المجلد 28، العدد الثاني، ص 338.
17. هريات، فؤاد(2020) محددات الميزان التجاري الجزائري خلال الفترة 1980- 2017 ، رسالة ماجستير منشورة، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر ، الجزائر، ص22-23 .

ثانياً المراجع الانجليزية

1. S. Rath، S. Dash، M. Sharma(2020) Dynamic Relationship Between Trade Balance And Macroeconomics Variables In India، Test Engineering And Management September،Pp،401-402.
2. A.Amiri، G Gerdtham (2011)، Relationship Between Exports، Imports، And Economic Growth In France: Evidence From Cointegration Analysis And Granger Causality With Using Geostatistical Models، Munich Personal Repec Archive ،Pp.4.
3. Z.Serhat And Y. Sinemis (2016) ، Causality Relationship Between Import، Export And Growth Rate In Developing Countries، International Journal Of Commerce And Finance، Vol. 2، Issue 1، Pp147.
4. B. Hoai، D. Sum.(2019)، Macroeconomic Shocks And Trade Balance Adjustments In Papua New Guinea، Munich Personal Repec Archive ، MPRA Paper No. 93033.
5. Y. Chen، D. Liu(2017)، Government Spending Shocks And The Real Exchange Rate In China: Evidence From A Sign-Restricted VAR Model Economic Modelling، www. .Elsevier.Com /Locate/Econmod ، Pp1 – 12.
6. C. Çebi، A. Çulha(2014)، The Effects Of Government Spending Shocks On The Real Exchange Rate And Trade Balance In Turkey ، Applied Economics، ، Vol. 46، No. 26،Pp. 3151–3162.

ثالثاً: المواقع الإلكترونية:

www.databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

©2022 جامعة بنغازي. جميع الحقوق محفوظة. الرقم الدولي/ الإلكتروني: 1637-2790، الورقي: 1629-2790. رقم الإيداع القانوني: 2018/154 دار الكتب الوطنية