

النمو الاقتصادي في ليبيا وظاهرة لعنة الموارد هل يحسن الانفتاح التجاري من طبيعة المشهد؟

أ. حسين فرج الحويج / كلية الاقتصاد والتجارة / جامعة المرقب
Hussen.Alhwij@elmergib.edu.ly

المستخلص:

هدف هذا البحث لقياس أثر الانفتاح التجاري على العلاقة الرابطة بين الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي في ليبيا، وذلك خلال الفترة 1962-2017، ولتحقيق هذا الهدف اعتمد البحث على نموذجي الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطورة، ونموذج متوجه الانحدار الذاتي المطورة، وقد توصل لجملة من النتائج يمكن تلخيصها في أن الانفتاح التجاري يزيد من الأثر الإيجابي لعنصر وفرة الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي، ويزيد من الأثر السلبي للاعتماد على الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي في ليبيا، وكل ذلك خلال الأجل الطويل.

الكلمات الدالة: الانفتاح التجاري، النمو الاقتصادي، الموارد الطبيعية، الانحدار الذاتي، الاقتصاد الليبي.

JEL تصنيف: C22, F43, F14, O47, O13.

Economic growth in Libya and resource curse phenomenon *Does trade openness improve the situation?*

Hussen Faraj Alhwij

Department of Economics/ Faculty of Economics and Commerce/ Elmergib University
Hussen.Alhwij@elmergib.edu.ly

Abstract

The aim of this study is to estimate the impact of trade openness on the relationship between natural resources and economic growth in the Libyan economy during the period 1962-2017. In order to achieve its objective the study utilized Augmented ARDL model and Augmented VAR model. The main findings of the study indicated a positive impact of trade openness on the relationship between natural resource abundant index and economic growth. However, a negative impact of trade openness on the relationship between natural resource dependence index and economic growth was captured.

Key Words: Trade openness, Economic growth, Natural resources, Autoregression, Libyan economy.

JEL classification: O13, O47, F14, F43, C22.

1. المقدمة :Introduction

تعمل ظاهرة لعنة الموارد Resource curse بأنماط النمو في الدول الغنية بالموارد الطبيعية Natural resources، وتنجلي هذه الظاهرة في أن اقتصادات الدول الأكثر غنى بالموارد الطبيعية تميل إلى النمو بمعدلات متباطئة عبر الزمن، وقد كانت أسماء (Kremers 1986) عن الاقتصاد الهولندي بمثابة النقطة الأولى التي انطلقت منها الأبحاث والدراسات حول هذه القضية، وقد أشير إلى الظاهرة التي رصدها (Kremers 1986) في دراساته بالمرض الهولندي Dutch disease، وبمرور الوقت تشكلت معالم أكثر وضوحاً حول هذه القضية، والقنوات التي تمر من خلالها الآثار السلبية للاعتماد على الموارد الطبيعية إلى جسد الاقتصاد، ويشار لهذه الظاهرة في الوقت الحاضر بلعنة الموارد resource curse.

لقد أشارت بعض الأدبيات المهمة بهذا المجال إلى أن الانفتاح التجاري trade openness على الخارج من الممكن أن يكون سبيلاً مهماً لمعالجة الاختلالات التي قد تنشأ عن عملية الاعتماد على الموارد الطبيعية، وأنه سبيل ممكّن للقليل من آثار لعنة الموارد resource curse على الاقتصادات الوطنية للدول المعتمدة على تلك الموارد (Majumder et al., 2020)، ولهذا فقد كانت الدعوة موجهاً دائماً إلى تبني سياسات تجارية أكثر افتتاحاً على الخارج more outward-oriented policies، ومن المهم جداً هنا الربط بين هذه الرؤيا وما نادى به بعض الاقتصاديين المهمتين بقضايا النمو والتسيير في الدول النامية أمثال Prebisch، و Singer، و Bhagwati الذين أكدوا على أن الركون لمثل هذه السياسات وتبنّيها على علاقتها قد ينبع في الحالة الخاصة للدول النامية أنماطاً من النمو البائس، ولهذا فإن مسألة التقرير بجدوى الانفتاح التجاري كسبيل للتخفيف من وطأة الآثار السلبية للعنة الموارد هو أمر يحتاج للمزيد من البحث والنقاش.

الاقتصاد الليبي شأنه في ذلك شأن العديد من الاقتصادات المنتجة للنفط، يعتمد بشكل مفرط على الموارد الطبيعية في عمليات الإنتاج والتجارة، فبنظرة بسيطة لواقع قطاع التجارة الخارجية في هذا الاقتصاد يلاحظ أن الصادرات السلعية تتركز بشكل كبير في قطاع النفط، حيث لم تنخفض نسبة الصادرات النفطية إلى إجمالي الصادرات الليبية خلال الفترة 1962-2017 عن 66.22%， وبلغت في المتوسط خلال نفس الفترة ما نسبته 96.32% (الهيئة العامة للمعلومات، 2005-2017)، وتعد ليبيا من ناحية أخرى بلداً منفتحاً تجاريًا على الخارج، حيث بلغت درجة الإنفتاح التجاري في ليبيا مقاسة بنسبة إجمالي التجارة الخارجية للناتج المحلي الإجمالي معدلات لم تنخفض عن 12% خلال الفترة 1962-2017، بمتوسط قدره 40% خلال نفس الفترة، ولم تنخفض خلال الفترة 2002-2017 وهي الفترة التي صارت التوجهات المعلنة خلالها أكثر ميلاً للانفتاح التجاري على الخارج عن 52%， وبلغت في المتوسط خلال تلك الفترة ما نسبته 81%， ووصلت سنة 2017 إلى ما نسبته 94% [الهيئة العامة للمعلومات، 2005-2017؛ الهيئة الوطنية للبحث العلمي، 2010؛ وزارة التخطيط، 2020].

بناءً على ما تقدم يهدف هذا البحث إلى التتحقق مما إذا كان الانفتاح التجاري على الخارج يسهم في التخفيف من حدة تأثير الاقتصاد الليبي بظاهرة لعنة الموارد.

2. الدراسات السابقة :Literature review

لقد كانت قضية لعنة الموارد وعلاقتها بالانفتاح التجاري موضوعاً للعديد من الدراسات السابقة، وذلك على مستوى الدول

المتقدمة والدول النامية على حد سواء، وقد انقسمت تلك الدراسات إلى قسمين، تناول الأول العلاقة بين ربع الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي، وركز الآخر على الدور الذي يمكن أن يلعبه الانفتاح التجاري في التخفيف من حدة الآثار السلبية التي يرتبها الإعتماد على الموارد الطبيعية على اقتصادات تلك الدول.

من الدراسات التي تناولت قضية لعنة الموارد بشكل عام ما قام به كلاً من Lederman & Maloney (2003) في دراستهما التي تناولت مجموعة من الدول المتقدمة، والتي توصلت إلى وجود علاقة موجبة بين متغير وفرة الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي، وعلاقة سلبية بين مؤشر التركيز السلعي لل الصادرات والنمو الاقتصادي، وتوصل Papyrakis & Gerlagh (2004) في دراسة أخرى تناولت عينة من الدول إلى وجود أثر سلبي لمتغير الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي حينما لا يتم تضمين المتغيرات التي تمثل قنوات انتقال أثر هذا المتغير على النمو الاقتصادي، وحينما يتم تضمين بعض هذه المتغيرات "واحداً فواحداً" يتغير أثر الموارد الطبيعية إلى إيجابي، ولكنه غير معنوي، وقد كان أثر المتغيرات الممثلة لقنوات انتقال أثر الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي سلبي في متغيرات الفساد، وشروط التجارة، وإيجابي في الاستثمار المادي، والتعليم والانفتاح التجاري، وتوصلت الدراسة إلى وجود أثر سلبي للموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي، وتوصل Olayungbo (2019) في دراسته عن الاقتصاد النيجيري إلى وجود علاقة غير معنوية بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي، وأثر سلبي كبير لإيرادات النفط على النمو الاقتصادي من ناحية أخرى، كما توصل Ampofo et al. (2020) في دراستهم التي تناولت الدول العشرة الأكثر غنى بالموارد المعdenية top ten mineral-rich countries إلى تحقق فرضية لعنة الموارد في حالة استراليا والكونغو والهند، وأثر موجب للموارد الطبيعية في حالة البرازيل وكندا، وأكدت الدراسة على أنه لا توجد علاقة سلبية بين ربع الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي في معظم هذه الدول.

ركزت بعض الدراسات من ناحية أخرى على استكشاف بعض القنوات التي تؤثر في درجة تأثير الاقتصادات المختلفة بلعنة الموارد، ومنها ما قام به Iimi (2007) في دراسته التي تناولت عينة من 89 دولة، والتي توصلت إلى أن التحسن في مستوى الحوكمة Governance وجودة المؤسسات Institutional quality يخفف من آثار لعنة الموارد على اقتصادات تلك الدول.

الدراسات التي ربطت بين لعنة الموارد والانفتاح التجاري قليلة جداً، ومن أهمها ما قام به Sachs & Warner (1995) في دراستهما لعينة من الدول، والتي توصلت إلى أن الانفتاح التجاري يحسن من النمو الاقتصادي من خلال تقليله لآثار ظاهرة لعنة الموارد، ومن ذلك أيضاً ما قام به Arezki & Van der Ploeg (2010) في دراستهما التي تناولت عينة من الدول، وتوصلت إلى أن التحسن في جودة المؤسسات، وزيادة معدلات الانفتاح التجاري على الخارج من شأنه أن يعمل على التخفيف من آثار لعنة الموارد، وتوصل Haddad et al. (2013) في دراستهم التي شملت عينة من 77 دولة متقدمة ونامية إلى وجود دليل قوي على أن درجة التنوع في الصادرات تحكم تأثير الانفتاح التجاري على درجة تقلب النمو الاقتصادي، وقد كان تأثير الانفتاح التجاري على درجة تقلب النمو الاقتصادي سالباً، ومن ناحية أخرى توصل Majumder et al. (2020) في دراسته التي شملت عينة من 95 دولة إلى أن الانفتاح التجاري يحسن من فرص استقادة الدول قيد الدراسة من وفرة الموارد الطبيعية لديها، وبالتالي فإنه يحسن من درجة تضررها من ظاهرة لعنة الموارد، وذلك عن طريق حصولها على أسعار تأسيسية لمواردها، وولوجها إلى التكنولوجيات المتقدمة.

يتضح مما نقدم أن القضية المتعلقة بالدور الذي يمكن أن يلعبه الانفتاح التجاري في تحسين درجة استفادة الدول المعتمدة على الموارد الطبيعية من مواردها لا تزال تحتاج إلى المزيد من الدراسة والتحقيق، وخاصة في الدول النامية التي تمثل بيئة اقتصادية مختلفة عما هو سائد في الاقتصادات المتقدمة، ويسمح هذا البحث في إثراء الأدب الاقتصادي المتعلق بهذا الموضوع من ناحيتين، يتمثل أولاهما في أن الدراسات السابقة المتعلقة بالحالة الخاصة للاقتصاد الليبي الذي يعتبر من أحد أكبر الاقتصادات النفطية قد ركزت على مدى معاناة هذا الاقتصاد من ظاهرة لعنة الموارد، ولكنها لم تركز على الدور الذي من الممكن أن يلعبه الانفتاح التجاري في التخفيف من وطأة هذه الظاهرة، ويتمثل الثاني في أن هذا البحث يستخدم منهجية حديثة لم يتم استخدامها من قبل في مثل هذه الدراسات، وتتمثل هذه المنهجية في الأسلوب القياسي المعتمد على نموذج .Sam et al. (2019) ، المقترن بواسطة Augmented ARDL

3. منهجية البحث :research methodology

1.3. النموذج التجريبي للبحث :Research empirical model

يعتمد النموذج التجريبي لهذا البحث على البناء الكلاسيكي الحديث لنظرية النمو الاقتصادي Neo-Classical economic growth theory من خلال دالة Cobb-Douglas في صيغتها المطورة بواسطة كل من (Mankiw et al. 1992)، والتي يمكن تمثيلها بالصيغة الآتية:

$$Y = K^{\alpha} H^{\beta} (AL)^{1-\alpha-\beta}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad \beta = 1 - \alpha \quad (1)$$

حيث يمثل Y الناتج الكلي، ويتمثل K رأس المال المادي، وتمثل L قوة العمل، ويتمثل H رأس المال البشري، ويتبين من المعادلة رقم (1) أن هذا النموذج إنما يفترض أن التغير التكنولوجي يكون متيناً لصالح عنصر العمل، أي أنه يؤدي إلى تغيير نوعية عنصر العمل، وتمثل هذه النقطة القناة التي ينتقل من خلالها أثر التغير التكنولوجي على النمو الاقتصادي، ولهذا فإن:

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (2)$$

حيث تمثل (t) التكنولوجيا المطورة لعنصر العمل، وتمثل (0) المستوى السائد من التكنولوجيا، ومن ناحية أخرى فإن ضاللة جهود البحث والتطوير في الاقتصاد الليبي، وبالتالي اعتماد عملية التغير التكنولوجي في هذا الاقتصاد بشكل أساس على الخارج تؤكد أن ثمة محددات خارجية للتغير التكنولوجي في ليبيا، ومن أهمها الانفتاح التجاري، وإتباعاً لما اقترحه Yusuf & Omar (2019) فإن الحد الممثل للتقدم التكنولوجي يمكن أن يوصف كدالة خطية في مجموعة من المتغيرات المؤثرة على النمو الاقتصادي، التي لم تشملها دالة Cobb-Douglas بصيغتها التي اقترحها Solow (1956) وطورها Mankiw et al. (1992)، والتي تمثل بقية محددات النمو الاقتصادي، وذلك كالتالي:

$$A = F(T) \quad (3)$$

حيث تمثل T الانفتاح التجاري، ولهذا كله يمكن القول أن:

$$Y = F(K, H, L, T) \quad (4)$$

حيث إن هذا البحث يهدف إلى التحقق مما إذا كان الانفتاح التجاري يخفف من حدة تأثير الاقتصاد الليبي بظاهرة لعنة الموارد فسيتم في هذا الإطار إضافة متغيرين تفاعلين Interactive variables، يربط الأول بين مؤشر الانفتاح التجاري ومؤشر وفرة الموارد الطبيعية، ويربط الآخر بين مؤشر الانفتاح التجاري ومؤشر الاعتماد على الموارد الطبيعية، وقد اتبع هذا الأسلوب من قبل كل من Majumder et al. (2020)، وذلك في إطار مقطعي شمل مجموعة من الدول، ولهذا فإنه يمكن وصف نموذجي لهذا البحث في الآتي:

$$TGDP_t = INVSt^{b_{11}} HUMN_t^{b_{12}} LABF_t^{b_{13}} RNRA_t^{b_{14}} \quad (5)$$

$$TGDP_t = INVSt^{b_{21}} HUMN_t^{b_{22}} LABF_t^{b_{23}} RNRD_t^{b_{24}} \quad (6)$$

بعد تحويل هاتين المعادلتين للشكل اللوغاريتمي تصبحان على الصورة:

$$\ln TGDP_t = b_{11} \ln INVSt + b_{12} \ln HUMN_t + b_{13} \ln LABF_t + b_{14} \ln RNRA_t, \quad (7)$$

$$\ln TGDP_t = b_{21} \ln INVSt + b_{22} \ln HUMN_t + b_{23} \ln LABF_t + b_{24} \ln RNRD_t, \quad (8)$$

يشير $TGDP_t$ للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ويمثل $INVSt$ الاستثمار المحلي الإجمالي، ويعبر $HUMN_t$ عن الاستثمار في رأس المال البشري، ويمثل $LABF_t$ عدد العمال، بينما يشير كلاً من $RNRA_t$ و $RNRD_t$ للمتغيرين التفاعلين المذكورين على التوالي.

2.3. البيانات والمتغيرات :Data and variables

يغطي هذا البحث الفترة 1962-2017، ويشمل المتغيرات الآتية:

1.2.3. المتغير التابع :Dependent variable

يتمثل المتغير التابع في هذا البحث في النمو الاقتصادي Economic growth، ويستدل عليه من خلال مؤشر الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي Real GDP (2003=100)، وقد تم الحصول على البيانات الخاصة بهذا المتغير للفترة 1962-2006، من نشرة البيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا الصادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية - بنغازي، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2007-2012 من قاعدة البيانات الالكترونية لنفس المركز، أما البيانات الخاصة بالفترة 2013-2017 فقد تم الحصول عليها من سجلات الإدارية العامة للحسابات القومية بوزارة التخطيط، وقد استخدم الرمز GDP لتمثيل هذا المتغير.

2.2.3. المتغيرات المستقلة :Independent variables

تنقسم المتغيرات المستقلة لهذا البحث إلى قسمين، يتمثل الأول في متغيرات التحكم، التي تتقسم بدورها إلى ثلاثة متغيرات، هي

رأس المال المادي Physical capital الذي يعبر عنه بمؤشر نسبة التكوين الرأسمالي الثابت الاجمالي الحقيقي Real gross fixed capital formation للناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (100=2003)، وقد تم الحصول على البيانات الخاصة بمتغير التكوين الرأسمالي الثابت الاجمالي الحقيقي للفترة 1962-2006 من نشرة البيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا الصادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية - بنغازي، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2007-2012 نفس المتغير من خلال قاعدة البيانات الالكترونية للمركز، أما البيانات الخاصة بالفترة 2013-2017 فقد تم الحصول عليها من خلال قاعدة البيانات الاحصائية للأمم المتحدة UN Data INVS لتمثيل هذا المتغير.

يتمثل المتغير الثاني في القوى العاملة Labour force، الذي تم الإستدلال عليه من خلال مؤشر إنتاجية العمل labour productivity، التي تم احتسابها بقسمة الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي real GDP على عدد العمال، وقد تم الحصول على البيانات الخاصة بالقوى العاملة "عدد العمال" خلال الفترة 1962-2006 من نشرة البيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا الصادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية - بنغازي، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2007-2012 نفس المتغير من خلال نشرة الحسابات القومية 2007-2012 الصادرة عن الإدارة العامة للحسابات القومية بوزارة التخطيط، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2013-2017 من خلال قاعدة البيانات الاحصائية للبنك الدولي WB Data لتمثيل هذا المتغير.

يتمثل متغير التحكم الثالث في الاستثمار في رأس المال البشري Human capital، وسيتم تكوين هذا المؤشر من خلال جمع قيمة الإنفاق العام التموي على التعليم Public development expenditure on education مع قيمة الإنفاق العام التموي على الصحة Public development expenditure on health، ممثلاً بالمصروفات الفعلية للباب الثالث من الميزانية العامة لقطاعي التعليم والصحة، وذلك كنسبة من إجمالي الإنفاق التموي العام في ليبيا، وتتبغي الإشارة هنا إلى أنه قد تم استبدال قيمة الإنفاق التموي العام سنة 2011 بقيمة التكوين الرأسمالي الثابت الاجمالي لنفس السنة، وذلك لأن قيمة الإنفاق التموي العام في تلك السنة قد كانت صفرًا بحسب احصاءات مصرف ليبيا المركزي، ولكنها ليست كذلك في الواقع، وذلك ظاهر من وجود نفقات عامة على التعليم والصحة وغيرها من القطاعات، وقد كان المؤشر الأقرب للإنفاق التموي العام هو التكوين الرأسمالي الثابت الاجمالي الذي يمول القطاع العام جزءه الأعظم، وقد تم الحصول على البيانات الخاصة بالإنفاق التموي على الصحة والتعليم خلال الفترة 1962-2000 من نشرة المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية الصادرة عن مجلس التخطيط العام، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2001-2012 لهذين المؤشرين من نشرة المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية الصادرة عن وزارة التخطيط، أما البيانات الخاصة بالفترة 2013-2017 فقد تم الحصول عليها من قاعدة البيانات الاحصائية للمجلس الوطني للتطوير الاقتصادي، وقد تم الحصول على البيانات الخاصة بإجمالي الإنفاق التموي خلال الفترة 1962-2006 من نشرة البيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا الصادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية - بنغازي، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2007-2017 نفس المتغير من النشرة الاقتصادية الفصلية لمصرف ليبيا المركزي، وقد استخدم الرمز HUMN لتمثيل هذا المتغير.

يتمثل القسم الثاني من المتغيرات المستقلة في متغيرين تفاعليين interactive variables مكونين من حاصل ضرب مؤشر

الحصة من التجارة trade share في كل من مؤشرى الموارد الطبيعية natural resources، بحيث يتكون المتغير التفاعلي الأول من حاصل ضرب مؤشر الحصة من التجارة trade share بالأسعار الحقيقة في مؤشر وفرة الموارد الطبيعية natural resources abundance، الذي يستدل عليه من خلال مؤشر نسبة الصادرات النفطية إلى عدد السكان Per capita oil exports، ويكون المتغير التفاعلي الثاني من حاصل ضرب مؤشر الحصة من التجارة بالأسعار الحقيقة في natural resources dependence، الذي يستدل عليه من خلال مؤشر نسبة الصادرات النفطية oil exports إلى إجمالي الصادرات، وفيما يتعلق بالبيانات الخاصة بمؤشر الحصة من التجارة فقد تم الحصول على البيانات الخاصة بالصادرات والواردات بالأسعار الجارية خلال الفترة 1962-2003 من خلال السلسلة الزمنية لاحصاءات التجارة الخارجية الصادرة عن الهيئة العامة للمعلومات، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2004-2017 لنفس المتغيرات من خلال النشرة الاحصائية لمختص التجارة الخارجية الصادرة عن قطاع الاحصاء والتعداد بالهيئة العامة للمعلومات ، وتم الحصول على الأرقام القياسية لأسعار الصادرات والواردات من خلال قاعدة البيانات الاحصائية لصندوق النقد الدولي IMF، أما فيما يتعلق بالبيانات الخاصة بمؤشرى الموارد الطبيعية فقد تم الحصول على البيانات الخاصة بالصادرات النفطية وإجمالي الصادرات للفترة 1962-2003 من خلال السلسلة الزمنية لاحصاءات التجارة الخارجية الصادرة عن الهيئة العامة للمعلومات، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2004-2017 لنفس المتغيرات من النشرة الاحصائية لمختص التجارة الخارجية الصادرة عن قطاع الاحصاء والتعداد، وتم الحصول على البيانات الخاصة بعدد السكان للفترة 1962-2006 من نشرة البيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا الصادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية – بنغازي، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2007-2017 لهذا المتغير من سجلات الإدارة العامة للحسابات القومية بوزارة التخطيط.

تم تحويل البيانات إلى الصيغة اللوغاريتمية لتقليل درجة التقليبات التي قد تتعري البيانات الممثلة للسلسلة الزمنية لمتغيرات البحث من جهة، ولتحويل دالة Cobb-Douglas للشكل الخطى من جهة أخرى.

3.3. الأسلوب القياسي :*Econometric technique*

يتبنى هذا البحث نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطرورة Augmented Autoregressive distributed lag model AARDL المقترن بواسطة كل من Sam et al. (2019)، ويتمثل التطوير الذي أتى به (Sam et al. (2019)، ضمن هذا النموذج في اقتراح احصاءة F جديدة لاختبار الحدود Bounds test، تستخدم لاختبار إبطاءات المتغيرات المستقلة في المستوى the lagged levels of the independent variables في المستوى العلوي the lagged levels of the independent variables، وقد وضع هذا الاختبار لتجاوز المشكلة المتعلقة بالحالات غير المولدة لتكامل المشترك مستويات المعنوية الاحصائية، وقد وضع هذا الاختبار لتجاوز المشكلة المتعلقة بالحالات غير المولدة لتكامل المشترك cases degenerate cases، التي يمكن تصنيفها إلى حالتين، تتعلق الأولى 1 Degenerate case بالوضع الذي تكون فيه الإبطاءات الأولى للمتغيرات المستقلة في المستوى the lagged levels of the independent variables غير معنوية the lagged levels of the independent variables، وتحاول هذه المشكلة فقد افترض نموذج ARDL في نسخته المقترنة بواسطة Pesaran & Shin (1998)، وتتجاوز هذه المشكلة فقد افترض نموذج ARDL في نسخته المقترنة بواسطة Pesaran & Shin (1998)، وأن يكون المتغير التابع متكملاً من الدرجة والمطورة بواسطة Pesaran et al. (2001).

الأولى (I1) (Sam et al., 2019)، وتعلق الثانية 2 Degenerate case بالحالة التي يكون فيها الإبطاء الأول للمتغير التابع في المستوى the lagged level of the dependent variable غير معنوي إحصائياً في نموذج تصحيح الخطأ UECM، ويتم التحقق من هذه المشكلة باستخدام احصاء T المتضمنة في نموذج PSS، ويمكن صياغة النموذج النظري لهذا البحث كـ ARDL process كالتالي:

$$\begin{aligned} \Delta(\ln TGDP_t) = & C_1 + \lambda_{14} \ln TGDP_{t-1} + \eta_1 \ln INV S_{t-1} + \omega_1 \ln HUMN_{t-1} + \theta_1 \ln LABF_{t-1} + \kappa_1 (RNRA)_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^k a_{11i} \Delta(\ln TGDP_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{12i} \Delta(\ln INV S_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{13i} \Delta(\ln HUMN_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{14i} \Delta(\ln LABF_{t-i}) + \\ & \sum_{i=0}^k a_{15i} \Delta(RNRA)_{t-i} + \sigma_{ij} DUMI + \varsigma_{ij} DUMS + \varepsilon_{t1} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta(\ln TGDP_t) = & C_2 + \lambda_2 \ln TGDP_{t-1} + \eta_2 \ln INV S_{t-1} + \omega_2 \ln HUMN_{t-1} + \theta_2 \ln LABF_{t-1} + \kappa_2 (RNRD)_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^k a_{21i} \Delta(\ln TGDP_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{22i} \Delta(\ln INV S_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{23i} \Delta(\ln HUMN_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{24i} \Delta(\ln LABF_{t-i}) + \\ & \sum_{i=0}^k a_{25i} \Delta(RNRD)_{t-i} + \sigma_{ij} DUMI + \varsigma_{ij} DUMS + \varepsilon_{t2} \end{aligned} \quad (10)$$

تعبر $DUMI$ عن متغيرات وهمية نبضية Impulse dummy variables تستخدم للتحكم في القيم المتطرفة outliers وتحيد آثارها عن النماذج المقدرة، وتعبر $DUMS$ عن متغيرات وهمية تستخدم للتحكم في التغيرات الهيكيلية structural breaks من نوع location shift وتحيد آثارها عن النماذج المقدرة، وتعبر المعلمة λ عن حد تصحيح الخطأ ECT، الذي يجب أن يكون سالباً ومعنواً إحصائياً لكي تكون هذه النماذج قادرة على العودة إلى التوازن، ويشير (Narayan & Smyth 2006) إلى أن ديناميكيات الأجل القصير في نموذج ARDL ضرورية لاستقرار معلمات الأجل الطويل long run coefficients، وتشير stability، وتشير $\eta_i, \omega_i, \theta_i, \kappa_i$ إلى مقدرات يمكن من خلالها الوصول إلى معلمات الأجل الطويل، أما المعلمات a_i فهي عبارة عن مقدرات يمكن من خلالها التوصل لمعلمات الأجل القصير.

يرتكز اختبار الحدود للتكمال المشترك Augmented Bounds testing approach to cointegration ضمن نموذج ARDL كما سبق ذكره على ثلاث اختبارات هي:

- اختبار تجمعي لإبطاءات المتغيرات في المستوى test for the lagged level of the variables يرتكز على احصاء

$$H_0 : \lambda_i = \eta_i = \omega_i = \theta_i = \kappa_i = 0, \quad F$$

- اختبار T للإبطاء الأول للمتغير التابع في المستوى T test for the lagged level of the dependent variable

$$H_0 : \lambda = 0, \quad F$$

- اختبار F لإبطاءات المتغيرات المستقلة في المستوى F test for the lagged level of the independent

$$H_0 : \eta_i = \omega_i = \theta_i = \kappa_i = 0, \quad F$$

في سبيل الكشف عن مدى وجود قيم متطرفة في السلسل الزمنية لمتغيراته سيتبني البحث أسلوب تحليل الموجة الصغيرة

ويقوم هذا Bilen & Huzurbazar (2002)، المبني على ما اقترحه wavelet based outliers detection approach الأسلوب على طريقة التحويل الموجي المنفصل discrete wavelet transformation DWT، التي يتم بموجبها تحويل سلسلة البيانات من فضائها الزمني time domain إلى فضاء ترددی frequency domain، ويتم التعرف على القيم المتطرفة وفقاً لهذا الأسلوب من خلال الفجوات Jumps التي تحدث في معلمات السلسلة الموجية wavelet coefficients وذلك باستخدام أسلوب العتبات thresholds، ومن مزايا هذا الأسلوب أنه لا يستلزم أن يتم توليف البيانات ضمن إطار نموذج معين، الأمر الذي تتطلبه أغلب الطرائق الاحصائية التقليدية المستخدمة في الكشف عن القيم المتطرفة، كما أنه يستطيع اكتشاف القيم المتطرفة بنوعيها additive and innovation outliers.

في سبيل الكشف عن مدى وجود تغيرات هيكلية structural breaks في السلسلات الزمنية لمتغيراته سيتبني البحث استراتيجية الإشباع الوهمي dummy saturation DS strategy المقترنة بواسطة كل من Hendry (2000) ; Santos et al. (2008)، والمطورة بواسطة Doornik et al. (2013)، وتسمى النسخة الأصلية من استراتيجية الإشباع الوهمي DS باستراتيجية الإشباع بالمؤشرات النبوية impulse indicator saturation IIS، وقد تم تطوير هذه الاستراتيجية بواسطة Doornik et al. (2013) بحيث صار بمقدورها الكشف عن التغيرات الهيكلية structural breaks من نوع shifts، التي تعبّر عن الانتقالات shifts على مستوى الحد الثابت intercept، وتسمى هذه النسخة من هذه الاستراتيجية step indicator saturation SIS لا تعتمد على متغيرات وهمية نبوية impulse dummies، بل تعتمد على متغيرات وهمية تأخذ القيمة "واحد" في النقطة الزمنية المعنية وما قبلها، وتأخذ القيمة "صفر" بعد هذه النقطة الزمنية (Castle & Hendry, 2019).

الجدير بالذكر هنا أن استراتيجية IIS المعتمدة على المتغيرات النبوية يمكن أن يستدل من خلالها على المشاهدات التي تمثل قيمًا متطرفة outliers، وسوف تؤخذ نتائجها بعين الاعتبار مع النتائج التي سيتم التوصل إليها من خلال أسلوب تحليل الموجة الصغيرة wavelet analysis، كما سيتم اعتبار النتائج المتحصل عليها من خلال استراتيجية SIS دليلاً على وجود تغيرات هيكلية location shift من نوع structural breaks.

لاختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى القصير، واتباعاً لكل من Narayan & Smyth (2006) ; Odhiambo (2008:2009) سيتم استخدام سبيبة Granger causality test الديناميكية، المعتمدة على نموذج تصحيح الخطأ ECM، وقد استخدمت العديد من الدراسات السابقة هذا الأسلوب بالاستناد إلى نموذج متوجه تصحيح الخطأ VECM، وذلك لكونها كانت تبحث عن اختبار اتجاهات العلاقة السببية بين المتغيرات المدروسة، وحيث إن هذا البحث إنما يسعى لاختبار العلاقة السببية في اتجاه واحد unidirectional causality من المتغيرات المستقلة إلى المتغير التابع فسيتم الاعتماد في ذلك على نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM الذي سيتم تقديره ضمن نموذج Augmented ARDL، ومن مزايا اختبار العلاقة السببية بهذا الأسلوب أنه يصلح للتعامل مع متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى I(1) variables، ويمكن وصف منهجهية اختبار العلاقة السببية في الأجل القصير لثلاث متغيرات z, x, y وفقاً لهذا الأسلوب كالتالي: (Narayan & Smyth, 2006)

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_2 \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_3 \Delta z_{t-i} + \kappa ECT_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

يمثل ECT حد تصحيح الخطأ error correction term، ويتم اختبار العلاقة السببية في المدى القصير من خلال اختبار معنوية إبطاءات المتغيرات المستقلة باستخدام اختبار F، ولهذا فإن اختبار العلاقة السببية قصيرة المدى وفقاً للنموذج السابق إنما يسعى لاختبار الفرض الآتية:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_2 &= 0 & H_1 : \alpha_2 &\neq 0 \\ H_0 : \alpha_3 &= 0 & H_1 : \alpha_3 &\neq 0 \end{aligned}$$

لاختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى الطويل long run causal relationship سوف يتم استخدام اختبار Toda & Yamamoto TY non Granger causality test (1995)، ويصلاح هذا الأسلوب لاختبار العلاقة السببية طويلة المدى بين المتغيرات غير الساكنة non-stationary ضمن إطار نموذج متوجه الانحدار الذاتي المطور Augmented Vector Autoregressive VAR model، الذي يتم تقديره بواسطة السلسلة الزمنية في المستوى time series at level، وتحت بعض القيود على مصفوفة المعلمات parameters، ويتم بمعنى آخر تقدير نموذج $(k+d_{\max})^{th}$ Order VAR، حيث تعبّر k عن عدد فترات الإبطاء المثلث matrix، optimum number of lags، التي يتم تحديدها وفقاً للمعايير الاحصائية information criteria، وتعبر d_{\max} عن أكبر رتبة لتكامل السلسلة الزمنية لمتغيرات البحث، ويمكن وصف النموذج العام لمنهجية Toda-Yamamoto باستخدام متغيرين x, y كالتالي: (Toda & Yamamoto, 1995).

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2j} y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \alpha_{4j} x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \beta_{2j} yx_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \beta_{4j} y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (13)$$

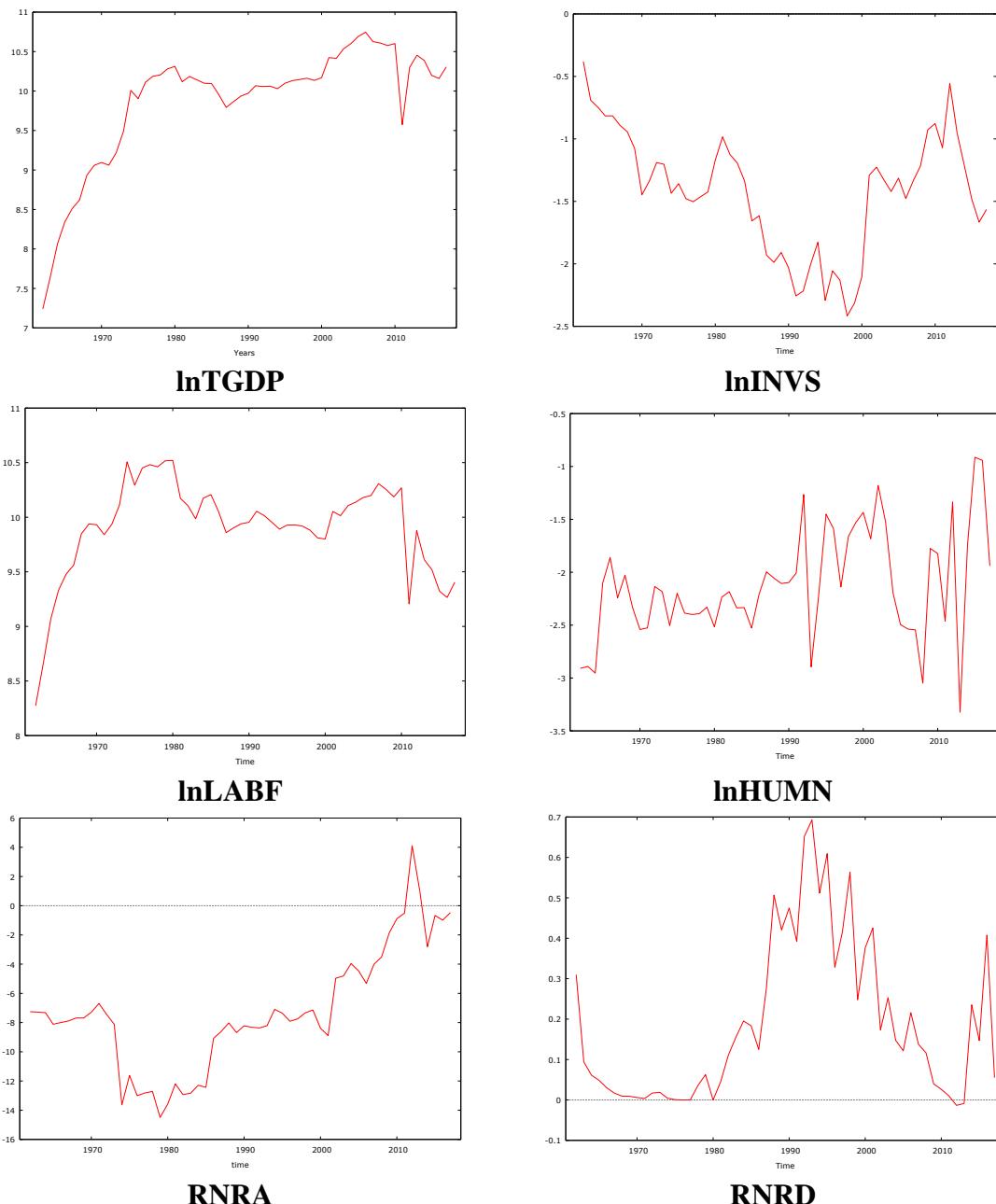
4. النتائج والمناقشة :results and discussion

1.4. عرض نتائج البحث:

1.1.4. خصائص السلسلة الزمنية لمتغيرات البحث:

أولاً: الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمتغيرات البحث:

من خلال النظر للشكل التالي رقم (1) الذي يبيّن الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمتغيرات البحث يمكن تبيّن أن أغلبها يحوي بين طياته اتجاهًا عاماً، ويبدو هذا الاتجاه موجباً في السلسلة الزمنية للمتغير التابع الممثل للنمو الاقتصادي، ويلاحظ كذلك أن السلسلة الزمنية للمتغير InLABF تحوي بين طياتها اتجاهًا عاماً موجباً positive trend، حيث يسّلك الخط البياني الممثل



الشكل رقم (1): الرسم البياني للسلالس الزمنية لمتغيرات البحث

لهذه السلسلة في المتوسط اتجاههاً موجباً مع الزمن، أما السلسلة $\ln INVS$ فيبدو أنها تسلك في المتوسط اتجاههاً سالباً، وذلك على الرغم من أن هذا المسار يتحول إلى الإتجاه الموجب منذ سنة 1998 ، وبالنظر للشكل يلاحظ أيضاً أن السلسلة $\ln HUMN$ تضم بين طياتها اتجاهها عاماً موجباً positive trend، لكنه أقل وضوحاً منه في المتغير $\ln LABF$ ، وذلك لكثره التغيرات الهيكليه والتقلبات التي تشهدها هذه السلسلة، ويتبين من خلال الشكل كذلك الأمر أن السلسلة الزمنية للمتغير $RNRA$ تحوي بين طياتها اتجاهها عاماً موجباً positive trend، حيث تسلك قيم مشاهدات هذه السلسلة مساراً موجباً مع

العام، ورغم أن الفترة 1971-1979 قد شهدت تناقصاً واضحاً في قيم مشاهدات هذه السلسلة، إلا أنه يمكن القول أن الاتجاه العام لها موجب في المتوسط، ويلاحظ من ناحية أخرى أن السلسلة الزمنية للمتغير RNRD تضم بين طياتها اتجاهان عامان، يكون الأول موجباً positive، ويستمر خلال الفترة 1962-1993، ويكون الآخر سالباً negative ويستمر خلال الفترة 1994-2017، ولهذا فإن الاتجاه العام لهذه السلسلة يتسم بكونه اتجاهًا عاماً غير خطى non-linear trend، ويلاحظ من ناحية أخرى احتواء السلسلتين لمتغيرات البحث على حد ثابت intercept، ويستفاد من هاتين الخاصيتين في اختيار النموذج الملائم لطبيعة البيانات الممثلة لهذه السلسلتين عند إجراء اختبارات جذر الوحدة unit root tests التي سيتم استخدامها لكشف عن درجة سكون stationary وتكامل integration هذه السلسلتين.

من ناحية أخرى يلاحظ أن السلسل الزمنية لمتغيرات البحث تحوي العديد من القيم المتطرفة outliers، والتغيرات الهيكيلية structural breaks، الأمر الذي يعني ضرورة دعم اختبارات جذر الوحدة التقليدية unit root tests باختبارات أخرى تأخذ بعين الاعتبار مدى وجود تغيرات هيكيلية في السلسل الزمنية، وتجرد الإشارة هنا أيضاً إلى أن وجود مثل هذه التغيرات والقيم المتطرفة ربما يتسبب في ظهور بعض المشكلات القياسية في النماذج المقدرة، ويحتم ذلك ضرورة التعامل مع هذه المشكلات بالطائق القياسية الملائمة، وتجرد الإشارة هنا إلى أنه سيتم استخدام اختبارات متخصصة للتعرف على التواريخ التي تمثل قيمًا متطرفة outliers dates، وتلك التي تمثل تغيرات هيكيلية structural breaks dates في السلسل الزمنية لمتغيرات البحث.

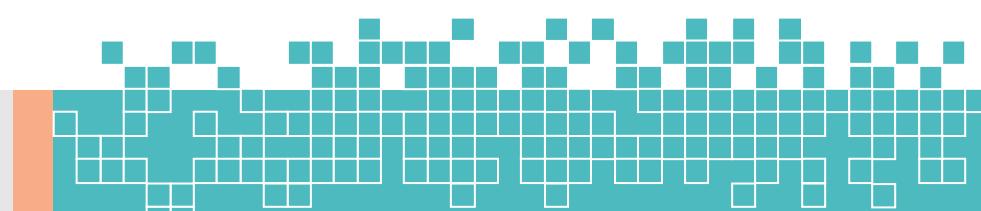
ثانياً: الخصائص الاحصائية الوصفية للسلالات الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الجدول التالي رقم (1) الخصائص الاحصائية الوصفية للسلالس الزمنية لمتغيرات البحث، ويتبين من خلال الجدول أن الوسط الحسابي لهذه السلالس قد بلغ ما قيمته 9.869684 بالنسبة للسلسلة الزمنية للمتغير InTGDP، وما يقدر بـ -1.23637، و 9.88404، و 9.79977، و 7.30085، و 0.02883 بالنسبة للسلالس الزمنية للمتغيرات InINVS، InLABF، InHUMN، InNRD، RNRA، RNRD على التوالي، ويعبر الوسط الحسابي عن القيمة التي تتركز حولها البيانات، وللهذا فإنه لا يعطي لوحده معلومات كثيرة عن البيانات، ويقارن هذه القيم بالقيم العظمى والصغرى للسلالس الزمنية لمتغيرات البحث يمكنأخذ فكرة مبدئية عن تشتت البيانات، وبالحظ من الجدول أن المتغير RNRA قد حق أعلى الفروق بين الوسط

الجدول رقم (1): الخصائص الاحصائية الوصفية للسلالات الزمنية لمتغيرات البحث

	lnTGDP	lnINVS	lnLABF	lnHUMN	RNRA	RNRD
Mean	9.869684	1.23637-	9.88404	-1.97779	-7.30085	0.02883
Max	10.74535	-0.38136	10.52056	0.91290-	4.11189	0.11144
Min	7.240466	-2.41646	8.273291	-3.32495	14.4945-	-0.00142
Std. Dev.	0.766424	0.483942	0.440753	0.515014	4.100548	0.031815
Jarque-Bera	39.24373	1.333238*	35.38136	0.666757*	1.957188*	10.25321
Obs.	56	56	56	56	56	56

* normally distributed



الحسابي والقيم العظمى والصغرى، ويدل ذلك على معاناة السلسلة الزمنية لهذا المتغير من درجة عالية من التشتت، وقد كانت الفروق بين الوسط الحسابي والقيم العظمى والقيم الصغرى لبقية السلسلة الزمنية بسيطة، وقد حقق المتغير lnTGDP أكبر الفروق بين الوسط الحسابي والقيمة الصغرى، تلاه في ذلك المتغيرات lnINVS، lnLABF، lnINVS، lnHUMN، RNRD، وذلك على التوالي، وحقق المتغير lnHUMN أكبر الفروق بين الوسط الحسابي والقيمة العظمى، تلته بقية المتغيرات بقيم بسيطة قلت عن الواحد الصحيح، الأمر الذي يدل على عدم تشتت البيانات الممثلة لهذه السلسلة بدرجة كبيرة، ويمكن من خلال النظر لقيمة الانحراف المعياري، المقياس الأكثر شهرة للتثبت التأكيد على النتائج الآنفة الذكر، حيث قلت قيمة الانحراف المعياري للسلسلة الزمنية لمتغيرات البحث عن الواحد الصحيح، إلا في السلسلة الزمنية للمتغير RNRD، حيث بلغ الانحراف المعياري لقيم هذه السلسلة ما مقداره 4.100548، وبالنظر لقيمة احصاء Jarque-Bera وقيمة الاحتمال المرافق لها P-Value يلاحظ أن السلسلة الزمنية لمتغيرات lnINVS، lnHUMN، RNRD موزعة طبيعياً normally distributed، بينما لا تتبع بقية السلسلة الزمنية لمتغيرات البحث التوزيع الطبيعي normal distribution، وربما ينتج عن ذلك بعض المشكلات القياسية في النماذج التي سيتم تقاديرها، الأمر الذي ينبغي التباه له والتعامل معه بالطرائق القياسية الملائمة، ويتبين من الجدول أيضاً أن عدد المشاهدات observations لكل السلسلة الزمنية لمتغيرات البحث قد بلغ ما قيمته 56 مشاهدة، ويدل ذلك على أن عينة هذا البحث من العينات الصغيرة finite samples، الأمر الذي ينبغي أخذه بعين الإعتبار عند اختيار طرائق القياس التي سيتم تطبيقها في هذا البحث، وخاصة فيما يتعلق بالقيم الحرجة لاختبار الحدود المطورة للكامل المشترك، ويعني ذلك من ناحية أخرى عدم وجود قيم مفقودة missing values في هذه السلسلة، وهذا أمر مناسب لدقة القياس.

ثالثاً: اختبارات القيم المتطرفة والتغيرات الهيكيلية في السلسلة الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الجدول التالي رقم (2) التواريف التي تمثل مشاهدات السلسلة الزمنية لمتغيرات البحث فيها قيمًا متطرفة outliers، وتلك التي تمثل فيها تغيرات هيكيلية structural breaks، وقد تم التعرف على القيم المتطرفة outliers من خلال أسلوب تحليل الموجة الصغيرة wavelet analysis، وأسلوب الإشباع الوهمي dummy saturation approach من خلال استراتيجية dummy saturation approach IIS وتم التعرف على التغيرات الهيكيلية من نوع location shift كذلك من خلال أسلوب الإشباع الوهمي dummy saturation approach ، باستخدام استراتيجية Step Indicator SIS وقد عرضت التواريف التي تمثل قيمًا متطرفة تحت مسمى (outliers) IIS، وعرضت التواريف الممثلة للتغيرات الهيكيلية من نوع location shift تحت مسمى (structural breaks) SIS، وسوف يتم التعامل مع القيم المتطرفة والتغيرات الهيكيلية من خلال التحكم فيها باستخدام المتغيرات الوهمية، وذلك وفقاً لمنهجية General to Specific Approach GETS، حيث سيتم وضع متغيرات وهمية من نوع impulse dummies في التواريف التي تمثل قيمًا متطرفة، ومتغيرات وهمية تأخذ القيمة 1 من بداية السلسلة إلى التاريخ الذي يمثل تغير هيكيلي من نوع location shift، وسيتم الإبقاء على المتغيرات الوهمية المعنوية إحصائياً فقط، ومن خلال أسلوب GETS سيتم التعامل مع هذه المتغيرات حتى يتم الحصول على تقديرات مقبولة اقتصادياً وقياسياً.

الجدول رقم (2): نتائج الكشف عن القيم الشاذة *outliers* والتغيرات الهيكلية *structural breaks* في السلسل الزمنية لمتغيرات البحث باستخدام منهجية الإشباع الوهمي *Dummy saturation* وتحليل الموجة القصيرة *Wavelet analysis*

<i>IIS (outliers)</i>	
Variable	<i>Outliers dates</i>
InTGDP	1962, 1963, 1964, 1965, 1966, 1967, 1968, 1969, 1970, 1971, 1972, 1973, 1979, 1995, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2010, 2011.
InINVS	1962, 1979, 1982, 1987, 1988, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2007, 2010.
InLABF	1962, 1963, 1964, 1965, 1966, 1967, 1971, 1974, 1976, 1977, 1978, 1979, 1980, 1995, 2007, 2010, 2011, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017.
InHUMN	1962, 1992, 1993, 1995, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2016.
RNRA	1962, 1963, 1964, 1965, 1966, 1967, 1968, 1969, 1970, 1971, 1972, 1973, 1974, 1979, 1980, 1994, 1999, 2001, 2003, 2007, 2009, 2011, 2012, 2015.
RNRD	1962, 1978, 1987, 1988, 1989, 1990, 1992, 1993, 1994, 1995, 1997, 1998, 2001, 2010, 2016.

<i>SIS (structural breaks)</i>	
Variable	<i>Breaks dates</i>
InTGDP	1963, 1964, 1967, 1971, 1973, 2001, 2010, 2011.
InINVS	1965, 1985, 2000, 2011, 2012.
InLABF	1963, 1964, 1967, 1973, 1980, 1985, 2002, 2010, 2011, 2012, 2014.
InHUMN	1964, 1991, 1992, 1994, 2003, 2008, 2012, 2013.
RNRA	1973, 1978, 1980, 1985, 1993, 1999, 2001, 2008, 2011, 2012, 2013, 2014.
RNRD	1981, 1987, 1991, 1995, 2001, 2015, 2016.

رابعاً: اختبارات جذر الوحدة للسلسل الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الجدول التالي رقم (3) نتائج اختبارات جذر الوحدة للسلسل الزمنية لمتغيرات البحث، وقد اعتمد البحث على اختبارين تقليديين لجذر الوحدة هما اختباري ADF,PP، وتم تعزيزهما باختبار LS الذي يأخذ في الإعتبار تغيرين هيكليين Intercept and structural breaks في السلسل الزمنية، وقد تم اختيار النموذج الثالث المحتوى على حد ثابت واتجاه عام trend في اختباري ADF,PP لأنه الأنسب لهذه السلسل التي تضم كما تم تبيينه من خلال الرسم البياني جداً ثابتًا واتجاهها عامةً، وتم اختيار النموذج الثالث لاختبار LS الذي يرصد التغيرات الهيكلية في الحد الثابت والاتجاه العام.

يتضح من الجدول أن اختباري ADF,PP قد أجمعوا على أن السلسلتين الزمنيتين للمتغيرين InLABF، وInTGDP ساكنتين عند المستوى، وبالتالي فهما متكاملتين من الدرجة صفر (0), وقد خالفتها في ذلك نتائج اختبار LS التي أثبتت أن هاتين السلسلتين ساكنتين عند الفرق الأول، وبالتالي فهما متكاملتين من الدرجة الأولى (1), ويتم هنا تغليب نتائج اختبار LS لأنه الأكفأ في حال احتواء السلسل الزمنية على تغيرات هيكلية، ويتبين من الجدول أيضاً أن الاختبارات الثلاثة قد أجمعت على

أن السلسلتين الزمنيتين للمتغيرين lnINVS وRNRA ساكنتين عند الفرق الأول، وبالتالي فهما متكاملتين من الدرجة الأولى (I)، وأجمع اختباري ADF,LS على أن السلسلة الزمنية للمتغير lnHUMN ساكنة عند المستوى ، وبالتالي فهي متكاملة من الدرجة صفر (0)، وأن السلسلة الزمنية للمتغير RNRD ساكنة عند الفرق الأول، وبالتالي فهي متكاملة من الدرجة الأولى (I).

الجدول رقم (3): اختبارات جذر الوحدة للسلسلتين الزمنيتين لمتغيرات البحث

Variables	ADF	PP	LS
lnTGDP	-4.328007*	-5.193143*	-12.19864**
lnINVS	-7.070324**	-7.068391**	-6.806933**
lnLABF	-3.851440*	-4.023118*	-10.94968**
lnHUMN	-5.946024*	-5.938773*	-6.592941*
RNRA	-8.509896**	-8.666323**	-8.373681**
RNRD	-10.57685**	-2.482559*	-7.279469**

* Stationary at level (5%), Stationary at first difference (5%)

2.1.4. تحليل الارتباط بين متغيرات البحث :Correlation analysis among research variables

يبين الجدول التالي رقم (4) مصفوفة الارتباط لمتغيرات البحث، ويكمّن الهدف من تحليل الارتباط في هذا البحث فيأخذ فكرة مبدئية عن العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع من جهة، والتحقق من عدم وجود ارتباط قوي بين المتغيرات المستقلة، الأمر الذي يمكن في حال وجوده أن يتسبب في مواجهة آثار مشكلة التعدد الخططي multicollinearity.

الجدول رقم (4): مصفوفة الارتباط Correlation matrix بين متغيرات البحث

Variables	lnTGDP	lnINVS	lnLABF	lnHUMN	RNRA	RNRD
lnTGDP	1					
lnINVS	-0.43*	1				
lnLABF	0.70*	-0.30*	1			
lnHUMN	0.30*	-0.34*	0.01	1		
RNRA	0.13	0.20	-0.40*	0.25	1	
RNRD	0.04	-0.65	-0.20	0.25	-0.05	1

* significant at 5% significance level

يتبيّن من الجدول أن متغيرات التحكم الثلاثة ترتبط بعلاقات معنوية احصائياً عند مستوى المعنوية 5% بالمتغير التابع الممثل في النمو الاقتصادي، وقد كانت هذه العلاقة سالبة في متغير الاستثمار المادي، وكانت موجبة في متغيري القوى العاملة ورأس المال البشري، أما المتغيرين الثقابعين فقد كانت علاقتهما بالمتغير التابع غير معنوية إحصائياً.

يتضح من الجدول كذلك أن الارتباط بين المتغيرات المستقلة ضعيف، وقد بلغ في أحسن حالاته 0.4، الأمر الذي يدل على أن

نموذج البحث لن يواجهها مشكلة التعدد الخطى multicollinearity، وهذا أمر جيد.

3.1.4. الإعدادات التقنية للنماذج القياسية المقدرة :*Technical settings of the estimated models*

يبين الجدول التالي رقم (5) الإعدادات التقنية للنماذج القياسية المقدرة، ويتبين من الجدول أن العدد الأقصى لفترات الإبطاء في نموذجي البحث max lags قد بلغ ما قيمته أربع فترات، وقد تم اختيار هذه الفترات آلياً عن طريق برمجية Eviews، وقد اعتمد البحث على معيار SIC لاختيار العدد الأمثل لفترات الإبطاء، الذي يعد أكثر المعايير الاحصائية اقتصاداً في فترات الإبطاء، الأمر الذي يحافظ على درجات الحرية degree of freedom المتاحة في البيانات.

اعتمد البحث على التوصيف الثالث من توصيفات الاتجاه العام لنموذج ARDL، المحتوى على حد ثابت غير مقيد دون اتجاه عام Unrestricted Constant and No Trend، وقد تم اختيار هذا التوصيف لأن القيم الحرجية critical values التي قام (Sam et al. 2019) بتوليدتها لاختبار الحدود المطورة تقتصر على النماذج الأول والثالث والخامس، وحيث إن النموذج الأول لا يحوي حداً ثابتاً ولا اتجاه عام، الأمر الذي يتافق مع طبيعة البيانات الممثلة للسلالس الزمنية لمتغيرات البحث التي تضم حداً ثابتاً واتجاهها عاماً عشوائياً stochastic trend ، وأن الخامس يضم حداً ثابتاً واتجاهها عاماً، وهو يتافق مع طبيعة البيانات الممثلة للسلالس الزمنية لمتغيرات البحث التي لا تحوي اتجاهها عاماً محدداً deterministic trend، وبالتالي فهي ليست من نوع TS، فقد تم اختيار النموذج الثالث.

الجدول رقم (5): الإعدادات التقنية للنماذج القياسية المقدرة

settings	Model (1)
Lag selection criterion	SIC
Max lags	(4 , 4)
Trend specification	Unrestricted Constant and No Trend
Dummy variables	I_1976 I_1978 I_2007 I_2011 I_2012 S_1973
Selected Model	ARDL(4, 3, 3, 3, 2)
settings	Model (1)
Lag selection criterion	SIC
Max lags	(4 , 4)
Trend specification	Unrestricted Constant and No Trend
Dummy variables	: I_1973 I_2011 S_1973 S_1987 S_1992 S_2012
Selected Model	ARDL(3, 0, 1, 4, 1)

يبين الجدول أيضاً أن نموذج ARDL الأمثل الذي تم اختياره من بين الكثير من النماذج التي تم تقديمها هو النموذج ARDL(4 3 3 2)، وذلك بالنسبة للنموذج الأول للبحث، و (3 0 1 4) بالنسبة للنموذج الثاني للبحث.

تمت إضافة عدد من المتغيرات الوهمية للتحكم في القيم المتطرفة والتغيرات الهيكيلية في نموذجي البحث، ومن خلال الجدول يمكن التعرف على المتغيرات الوهمية التي استخدمت للتحكم في القيم المتطرفة من خلال الرمز I، ويمكن التعرف على المتغيرات الوهمية التي استخدمت للتحكم في التغيرات الهيكيلية من نوع Location shift من خلال الرمز S.

4.1.4. اختبار الحدود المطورة للتكامل المشترك :*Augmented bounds test approach to cointegration*

يبين الجدول التالي رقم (6) نتائج اختبار الحدود المطورة Augmented bounds test للتكامل المشترك بين متغيرات نموذجي البحث، ويوضح من الجدول إجمالاً ارتباط متغيرات البحث في كلا النموذجين بعلاقة توازنية طويلة الأجل "علاقة تكامل مشترك"، وقد تم الإستدلال على ذلك من خلال مقارنة الإحصاءات الثلاثة للاختبار بالحد الأدنى والحد الأعلى لقيمة الحرجة، وبشيء من التفصيل يمكن القول أن قيمة احصاء joint F statistic قد بلغت ما قيمته 6.453571، و 18.02467 لنموذج البحث، وقد كانت هاتين القيمتين أكبر من الحد الأعلى (1) للقيم الحرجة للاختبار عند مستوى المعنوية 5%， ولهذا يمكن رفض فرض عدم القاضي بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات البحث، وبالتالي قبول الفرض البديل القاضي بوجود هذه العلاقة عند مستوى المعنوية 5%， ومن خلال النظر للجدول يتضح أيضاً أن قيمة احصاء lagged dependent variable T statistic قد بلغت لنموذج البحث ما مقداره 4.609989، و 9.168526، وقد كانت هاتين القيمتين أكبر من الحد الأعلى (1) للقيم الحرجة للاختبار عند مستوى المعنوية 5%， الأمر الذي يعني إمكانية التأكيد على وجود علاقة التكامل المشترك بين متغيرات البحث، وكذلك الحكم بعدم معاناة نموذجي البحث من مشكلة Degenerate case 2، وبالنظر للجدول كذلك يتضح أن قيمة احصاء lagged independent variables F statistic قد بلغت لنموذج البحث ما مقداره 7.295056، و 14.69589، وقد كانت هاتين القيمتين أكبر من الحد الأعلى (1) للقيم الحرجة للاختبار عند مستوى المعنوية 5%， الأمر الذي يعني إمكانية التأكيد على وجود علاقة التكامل المشترك بين متغيرات البحث عند مستوى المعنوية 5%， وكذلك الحكم بعدم معاناة نموذجي البحث من مشكلة 1 Degenerate case.

الجدول رقم (6): نتائج اختبار الحدود المطورة Augmented Bounds test للتكامل المشترك

Tests			Results	
	Test statistic		Model (1)	Model (2)
Joint F test	Test statistic		6.453571	18.02467
	Critical values (5%)	I(0) I(1)	3.068 4.334	3.068 4.334
Lagged dependent variable T test	Test statistic		-4.609898	-9.168526
	Critical values (5%)	I(0) I(1)	-2.86 -3.99	-2.86 -3.99
Lagged independent variables F test	Test statistic		7.295056	14.69589
	Critical values (5%)	I(0) I(1)	2.55 4.49	2.55 4.49
Decision			Cointegrated	

5.1.4. ديناميكيات الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد :*Short run dynamics through UECM model*

يبين الجدول التالي رقم (7) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM لنموذج البحث، ويوضح من الجدول أن معلمتي تصحيح الخطأ لنموذج البحث قد كانتا سالبتين ومعنويتين إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%， الأمر الذي يعني أن

عملية تصحيح الخطأ تم فعلاً، وأن علاقة التكامل المشترك التي تم اثباتها من خلال اختبار الحدود المطورة هي علاقة توازنية، وقد بلغت قيمة هاتين المعلمتين ما مقداره 0.187729 و 0.474798 - للنموذجين الأول والثاني على التوالي، ويدل ذلك على أن ما نسبته 0.19% من أخطاء التوازن في الأجل القصير يتم تصحيحه في وحدة الزمن بالنسبة للنموذج الأول، وما نسبته 0.47% من أخطاء التوازن في الأجل القصير يتم تصحيحه في وحدة الزمن بالنسبة للنموذج الثاني.

الجدول رقم (7): نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM

Variables	[1]	[2]
C	0.754103*	2.253685*
D(LNTGDP(-1))	-0.231452*	-0.104025*
D(LNTGDP(-2))	-0.400763*	-0.124847*
D(LNTGDP(-3))	0.050314	-
D(LNINVS)	0.025707	-
D(LNINVS(-1))	0.089578*	-
D(LNINVS(-2))	0.111567*	-
D(LNLABF)	0.469049*	0.645653*
D(LNLABF(-1))	0.091600	-
D(LNLABF(-2))	0.220823*	-
D(LNHUMN)	0.005462	-0.008261
D(LNHUMN(-1))	-0.069049*	-0.142002*
D(LNHUMN(-2))	-0.044236*	-0.105259*
D(LNHUMN(-3))	-	-0.048777*
D(RNRA)	-0.036169*	-
D(RNRA(-1))	-0.027480*	-
D(RNRD)	-	-0.190018
I_1973		0.204168*
I_1976	0.166838*	-
I_1978	0.070322*	-
I_2007	-0.081105*	-
I_2011	-0.611160*	-0.339538*
I_2012	0.297865*	-
S_1973	-0.090000*	-0.377891*
S_1987		-0.120514*
S_1992		-0.076388*
S_2012	-	-0.153017*
CointEq(-1)*	-0.187729*	-0.474798*

* T statistic is Significant at 5% significance level

يبين نموذج تصحيح الخطأ كذلك الأمر معلمات الأثر خلال الأجل القصير، وبالتركيز على المتغيرين الرئيسيين في هذا البحث ألا وهو المتغيرين التفاعليين RNRD، RNRA يمكن القول أن تأثير المتغير التفاعلي الأول المكون من الانفتاح التجاري ووفرة الموارد الطبيعية يمتد لفترة إبطاء واحدة، بينما يقتصر تأثير المتغير التفاعلي الثاني المكون من الانفتاح التجاري والإعتماد على الموارد الطبيعية على السنة الحالية، وقد كانت المعلمتين الممثلتين للمتغير التفاعلي الأول سالبتين ومعنويتين إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%， وبلغت قيمة هاتين المعلمتين ما يقدر بـ -0.036169، للسنة الحالية، وما مقداره -0.027480 لفترة الإبطاء الأول، ويدل ذلك على أن وفرة الموارد الطبيعية تؤثر سلبياً في العلاقة بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي خلال المدى القصير، أما المعلمة الممثلة للمتغير التفاعلي الثاني فقد كانت غير معنوية إحصائياً، الأمر الذي يعني أن الإعتماد على الموارد الطبيعية لا يؤثر في العلاقة بين الانفتاح التجاري والنمو الاقتصادي خلال الأجل القصير.

المعلمات الممثلة لمتغيرات التحكم معظمها منطقية، حيث امتد تأثير الاستثمار على النمو الاقتصادي في الأجل القصير في النموذج الأول لفترتي إبطاء، وكانت المعلمتين الممثلتين لفترة الإبطاء الأولى والثانية موجبتين ومعنويتين إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%， ولا يؤثر الاستثمار في النمو الاقتصادي بناءً على النموذج الثاني، أما متغير القوى العاملة فقد امتد تأثيره على النمو الاقتصادي في النموذج الأول هو الآخر لفترتي إبطاء وكانت المعلمتين الممثلتين للسنة الحالية وفترة الإبطاء الأولى موجبتين ومعنويتين إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%， ويقتصر تأثير القوى العاملة على النمو الاقتصادي في النموذج الثاني على السنة الحالية، وقد كانت معلمة الأجل القصير لهذا المتغير موجبة ومحنة إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%， ويمتد تأثير متغير الاستثمار في رأس المال البشري على النمو الاقتصادي في النموذج الأول لفترتي إبطاء، وكانت المعلمتين الممثلتين لفترة الإبطاء الأولى والثانية سالبتين ومعنويتين إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%， ويمتد تأثير متغير الاستثمار في رأس المال البشري على النمو الاقتصادي في النموذج الثاني لثلاث فترات إبطاء، وكانت المعلمات الممثلة لفترة الإبطاء الأولى والثانية والثالثة سالبة ومحنة إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%.

6.1.4. نتائج تقدير معلمات الأثر خلال الأجل الطويل باستخدام طريقة OLS:

يبين الجدول التالي رقم (8) نتائج تقدير معلمات الأثر خلال الأجل الطويل بطريقة OLS، وبالتركيز على المتغيرين الرئيسيين في هذا البحث الممثلين في المتغيرين التفاعليين يلاحظ من خلال الجدول أن المتغير التفاعلي الأول يرتبط بعلاقة موجبة ومحنة إحصائياً عند مستوى المعنوية 5% مع المتغير التابع في هذا البحث المتمثل في النمو الاقتصادي، وقد بلغت قيمة معلمة الإنحدار لهذا المتغير ما قيمته 0.057315، الأمر الذي يعني أن أي تغير نسبته 1% في هذا المتغير التفاعلي سوف يستتبع بتغير قدره 0.06% تقريباً في المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي خلال الأجل الطويل، وفي نفس الإتجاه، ويلاحظ من الجدول أيضاً أن المتغير التفاعلي الثاني يرتبط سلبياً مع المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي، وقد بلغت معلمة الإنحدار لهذا المتغير ما قيمته -2.769341، الأمر الذي يعني أن أي تغير نسبته 1% في هذا المتغير التفاعلي سوف يستتبع بتغير قدره 2.77% تقريباً في المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي خلال الأجل الطويل، وفي الإتجاه المعاكس.

الجدول رقم (8): تقدير معلمات الأثر خلال الأجل الطويل بطريقة OLS:

Variable	Model (1)	Model (2)
lnINVS	0.197008*	0.135271*
lnLABF	0.856565*	0.688819*
lnHUMN	0.655661*	0.299128*
RNRA	0.057315*	-
RNRD	-	-2.769341*

* T statistic is significant at 5% significance level.

نتائج تقدير معلمات الأثر خلال الأجل الطويل لمتغيرات التحكم كانت منطقية جداً في نموذجي البحث، حيث كانت المعلمات الممثلة للاستثمار والقوى العاملة والاستثمار في رأس المال البشري موجبة ومحبطة إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%， وفي نموذجي البحث.

7.1.4 نتائج اختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى القصير والطويل :Long and short run causality tests

يبين الجدول التالي رقم (9) نتائج اختبارات العلاقة السببية بين متغيرات البحث خلال الأجل القصير والأجل الطويل، ويتبين من الجدول بادئ ذي بدء أن المتغير التفاعلي الأول المعيير عن الأثر المشترك للانفتاح التجاري ووفرة الموارد الطبيعية يرتبط بعلاقة سببية مع المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي خلال الأجلين القصير والطويل، أما المتغير التفاعلي الثاني المعيير عن الأثر المشترك للانفتاح التجاري والإعتماد على الموارد الطبيعية فهو يرتبط مع المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي بعلاقة سببية طويلة الأجل، بينما لا وجود لهذه العلاقة خلال الأجل القصير .

الجدول رقم (9): نتائج اختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى القصير:

Variable	Short run		Long run	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
lnINVS	10.93695*	-	11.97921*	4.230567*
lnLABF	49.89008*	96.88335*	7.142518*	7.432103*
lnHUMN	6.018062*	6.356465*	5.621387*	5.121961*
RNRA	27.43358*	-	13.41984*	-
RNRD	-	0.184091	-	4.097591*

* Test statistic is significant at 5% significance level.

متغيرات التحكم يرتبط جلها بعلاقات سببية مع النمو الاقتصادي في الأجلين القصير والطويل، ويستثنى من ذلك متغير الاستثمار المادي في النموذج الثاني خلال الأجل القصير، ولهذا يمكن القول أن معلمات الأثر التي تم تقديرها من خلال انحدار التكامل المشترك بطريقة OLS إنما تعبر عن علاقات سببية حقيقة.

8.1.4 الاختبارات التشخيصية للنموذجين القياسيين المقدرين :*Diagnostic tests of the estimated models*

يبين الجدول التالي رقم (10) نتائج الاختبارات التشخيصية لنموذج AARDL المقدرين، ويتبين من الجدول أن هذين النموذجين قد اجتازا كل الاختبارات القياسية بنجاح، الأمر الذي يعني عدم معاناة أيًّا منهما من أي مشكلة قياسية، ولهذا فإنه يمكن الاستئناس للنتائج المتحصل عليها من خلالهما واستخدامها في تشكيل سياسات اقتصادية قعالة، وتمثل هذه الاختبارات في اختبار Breusch-Godfrey serial correlation LM اختبار Jarque-Bera normality test ، وختبار Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test ; ARCH اختبار Ramsey Conditional Heteroskedasticity ، وختبار RESET الخاص بمشكلة سوء التوصيف، المرتبطة بالشكل الدالي functional form لنموذج البحث.

الجدول رقم (10): الاختبارات التشخيصية لنموذج Augmented ARDL

Tests	Model (1)	Model (2)
Jarque-Bera normality test	0.291959*	2.729943*
Breusch-Godfrey serial correlation LM Test	1.835658*	0.964567*
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test	25.36362*	19.90988*
ARCH test	1.230674*	2.709688*
Ramsey RESET Test (F-statistic)	0.286368*	0.496719*

* P-Value is more than 5%.

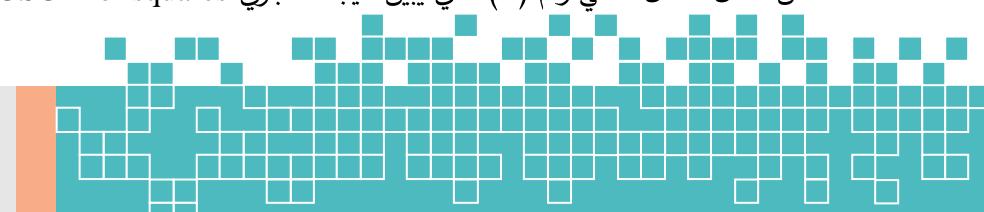
يبين الجدول التالي رقم (11) نتائج الاختبارات التشخيصية لنموذج VAR المستخدمين في اختبار العلاقة السببية طويلة المدى بين متغيرات البحث، ويتبين من الجدول أن النموذجين قد اجتازا كل الاختبارات التشخيصية بنجاح، وتمثل هذه الاختبارات في اختبار Jarque-Bera normality test للتوزيع الطبيعي، وختبار VAR Residual Serial Correlation LM Test لارتباط الذاتي، وختبار VAR Residual Heteroskedasticity Tests -Levels and Squares لمشكلة عدم تجانس التباين.

الجدول رقم (11): الاختبارات التشخيصية لنموذج Augmented VAR

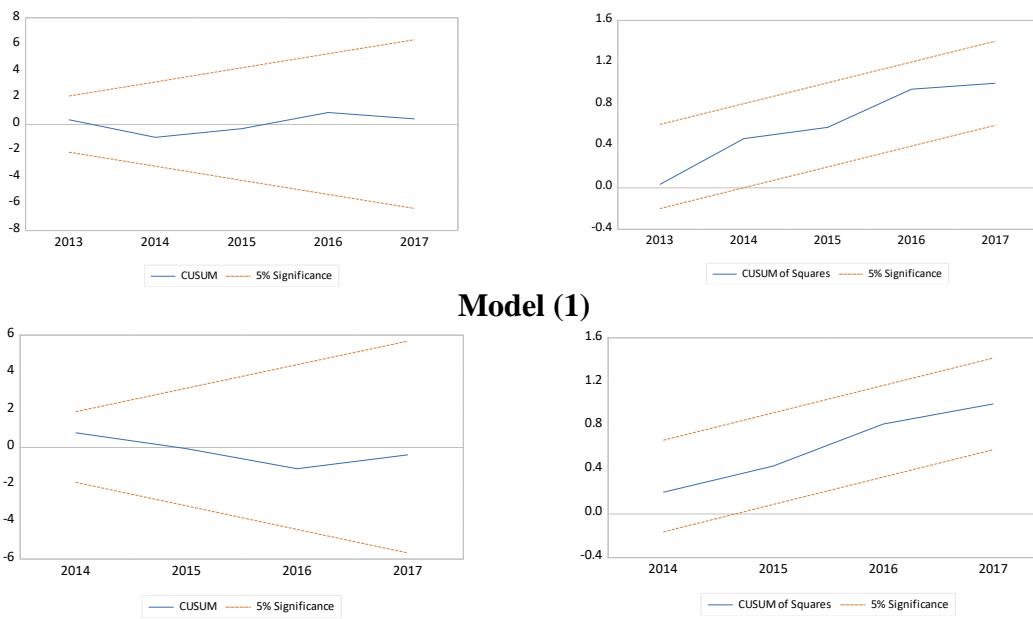
Tests	Model (1)	Model (2)
Jarque-Bera normality test	13.01448*	15.85099*
VAR Residual Serial Correlation LM Tests (Rao F-stat)	1.375983*	1.548141*
VAR Residual Heteroskedasticity Tests -Levels and Squares (Chi-sq)	596.8104*	569.3778*

* P-Value is more than 5%.

من خلال الشكل التالي رقم (2) الذي يبيّن نتيجة اختباري CUSUM, CUSUM of squares، يتضح أن هيكل النموذجين

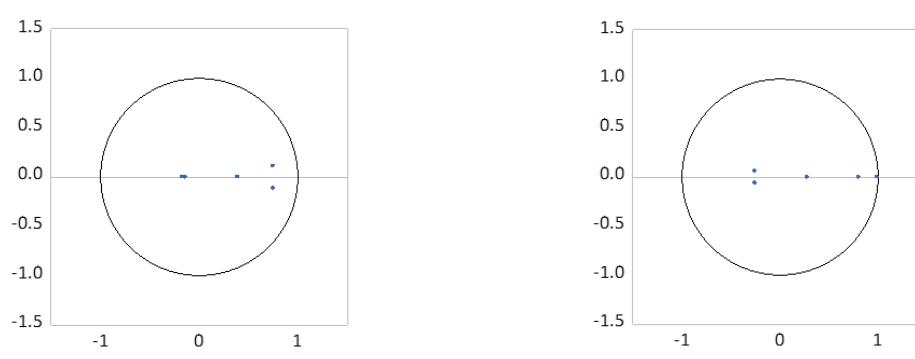


المقدرين مستقر، وذلك نظراً لوفوع الخط الممثل لإحصاءتي الاختبار ضمن الحدين الحرجين عند مستوى المعنوية 5%.



الشكل رقم (2): اختبارات استقرار هيكل النماذج القياسيين المقدرين

يبيّن الشكل التالي رقم (3) نتائج اختبار الجذور المعاكسة لمعادلة الانحدار الذاتي Characteristic Polynomial لنموذج البحث تقع ضمن الدائرة الممثلة للوحدة، الأمر الذي يعني عدم وجود جذر أحادي في هاتين المعادلتين، ويفهم من ذلك أن هيكل هذين النماذجين مستقر.



الشكل رقم (2): اختبارات استقرار هيكل النماذج القياسيين المقدرين

2.4. مناقشة نتائج البحث:

تشير العديد من الأدبيات السابقة إلى أن الانفتاح التجاري يقلل من درجة تأثير الاقتصاد بظاهرة لعنة الموارد، وقد استهدف هذا

البحث التحقق من انطباق هذه الفرضية على الحالة الخاصة لللاقتصاد الليبي، وذلك كما تمت الإشارة إليه سابقاً من خلال توقين متغيرين تفاعلين يربط الأول منهما بين مؤشرى وفرة الموارد الطبيعية واللحصة من التجارة، ويربط الآخر بين مؤشرى الاعتماد على الموارد الطبيعية واللحصة من التجارة، وقد أكدت النتائج التي تم الحصول عليها في هذا الشأن على تأثير النمو الاقتصادي في ليبيا عكسياً بالمتغير التفاعلي الأول، وعدم تأثره بالمتغير التفاعلي الثاني، وذلك خلال الأجل القصير، ومن خلال اختبارات السببية قصيرة المدى تبين أن العلاقة السالبة بين المتغير التفاعلي الأول والنمو الاقتصادي في ليبيا في الأجل القصير إنما تعبّر عن علاقة سببية حقيقية، وهذا يعني أن الانفتاح التجاري لا يحسن من استقادة الاقتصاد الليبي من عنصر وفرة الموارد الطبيعية، بينما لا يؤثر على العلاقة بين درجة الاعتماد على الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي، وذلك في الأجل القصير، أما خلال الأجل الطويل فإن الصورة قد اختلفت قليلاً، حيث كانت العلاقة بين المتغير التفاعلي الأول والنمو الاقتصادي في ليبيا موجبة، ومعبرة عن علاقة سببية حقيقية، الأمر الذي يعني أن الانفتاح التجاري يحسن من استقادة ليبيا من عنصر وفرة الموارد الطبيعية خلال الأجل الطويل، ويتبين من خلال النتائج أيضاً أن المتغير التفاعلي الثاني قد ارتبط بعلاقة سلبية مع النمو الاقتصادي في ليبيا خلال الأجل الطويل، الأمر الذي يعني أن الانفتاح التجاري لا يقلل من درجة تأثير الاقتصاد الليبي بظاهره لعنة الموارد، بل يزيد منها ، الأمر الذي يدل على أن الانفتاح التجاري يعمل على زيادة تأثير الاقتصاد الليبي بما يعرف بالمرض الهولندي، وتختلف هذه النتيجة مع ما توصل له Majumder et al. (2020) في هذا الصدد، وتؤكد على أن الأثر السلبي لفقط الاعتماد على الموارد الطبيعية في ليبيا إنما يعبر إلى جسد الاقتصاد الليبي عبر قناة الانفتاح التجاري.

الجدير بالذكر هنا أن التركيز السلعي في هيكل الإنتاج والتجارة في الاقتصاد الليبي عامل حاسم في عدم استقادتها كما ينبغي من الأنشطة التجارية الخارجية، ويقترب هذا الوضع مما تنص عليه أطروحة Prebisch-Singer في التدهور طويلاً الأمد لشروط التجارة في الدول النامية، وأطروحة Bhagwati في النمو البائس، اللتين تصفان طبيعة العلاقات التجارية بين الدول النامية المتخصصة في إنتاج وتصدير المواد الأولية، والدول الصناعية المتقدمة التي تتصرف هيكلها الإنتاجية والتجارية بالتطور والتتنوع.

5. الخلاصة :Conclusion

هدف هذا البحث بشكل عام لقياس الدور الذي يمكن أن يلعبه الانفتاح التجاري في التخفيف من حدة تأثير الاقتصاد الليبي بظاهرة لعنة الموارد، وذلك من خلال قياس أثر الانفتاح التجاري على العلاقة الرابطة بين مؤشرى لعنة الموارد الممثلتين في درجة وفرة الموارد الطبيعية ودرجة الاعتماد عليها والنمو الاقتصادي، وقد اعتمد البحث في ذلك على متغيرين تفاعلين، يربط الأول بين مؤشر الانفتاح التجاري ومؤشر وفرة الموارد الطبيعية، ويربط الآخر بين مؤشر الانفتاح التجاري ومؤشر درجة الاعتماد على الموارد الطبيعية، ومن خلال استخدامه لبيانات سنوية تغطي الفترة 1962-2017 اعتمد البحث على نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطرورة، ونموذج متوجه الانحدار الذاتي المطرور، وذلك لاختبار التكامل المشترك وتقدير معلمات الأثر خلال الأجلين القصير والطويل، واختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث خلال الأجلين القصير والطويل، وقد توصل البحث في ذلك لجملة من النتائج يمكن تلخيصها في أن الانفتاح التجاري يحسن من درجة استقادة الاقتصاد الليبي من عنصر وفرة الموارد الطبيعية، ولكنه لا يخفّ من درجة تأثيره السلبي بعنصر الاعتماد على الموارد

الطبيعية، بل يزيد من حدة تأثير هذه الظاهرة على النمو الاقتصادي في ليبيا.

يمكن التوصية في هذا الإطار بضرورة تنويع هيكل الاقتصاد الليبي، والتخفيف من حدة الاعتماد على الموارد الطبيعية المتمثلة في حالة هذا الاقتصاد في الموارد النفطية الناضبة.

6. المراجع :References

1.6. المراجع العربية:

- المجلس الوطني للتطوير الاقتصادي. (2020). قاعدة البيانات الاحصائية. طرابلس.
- الهيئة العامة للمعلومات. (2007)، قطاع الإحصاء والتعداد، السلسلة الزمنية لاحصاءات التجارة الخارجية خلال السنوات 2003-1954.
- الهيئة العامة للمعلومات. قطاع الاحصاء والتعداد. ملخص احصاءات التجارة الخارجية، 2005، 2006، 2008، 2010، 2012، 2014، 2015، 2017.
- الهيئة الوطنية للبحث العلمي. مركز بحوث العلوم الاقتصادية. البيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا عن الفترة 1962-2006. بنغازي. ليبيا.
- الهيئة الوطنية للبحث العلمي. مركز بحوث العلوم الاقتصادية. قاعدة البيانات الاحصائية. بنغازي. ليبيا.
<http://erc.ly>
- مجلس التخطيط العام، إدارة الخطط والبرامج، المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية 1962-2000. طرابلس/ليبيا.
- صرف ليبيا المركزي. النشرة الاقتصادية. المجلد 51-الربع الرابع. 2014.
- صرف ليبيا المركزي. النشرة الاقتصادية. المجلد 57-الربع الرابع. 2017.
- وزارة التخطيط. (2014). الإدارة العامة للحسابات القومية. نشرة الحسابات القومية 2007-2012.
- وزارة التخطيط. (2019). الإدارة العامة للحسابات القومية. قاعدة البيانات الاحصائية 2012-2017.
- وزارة التخطيط. المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية 2000-2012.

2.6. المراجع الانجليزية:

- Ampofo, G. K. M., Cheng, J., Asante, D. A., & Bosah, P. (2020). *Total natural resource rents, trade openness and economic growth in the top mineral-rich countries: New evidence from nonlinear and asymmetric analysis*. Resources Policy, 68(C).
- Arezki, R., & Van der Ploeg, F. (2010). *Trade policies, institutions and the natural resource curse*. Applied Economics Letters, 17(15), 1443-1451.
- Bilen, C & Huzurbazar, S. (2002). *Wavelet-Based Detection of Outliers in Time Series*. Journal of Computational and Graphical Statistics, 11(2), 311-327.

Castle, J. L., & Hendry, D. F. (2019). *Detectives of Change: Indicator Saturation*. In Modelling our Changing World (pp. 67-84). Palgrave Pivot, Cham.

Doornik, J. A., Hendry, D. F., & Pretis, F. (2013). *Step-indicator saturation*. University of Oxford, Department of Economics.

Haddad, M., Lim, J. J., Pancaro, C., & Saborowski, C. (2013). *Trade openness reduces growth volatility when countries are well diversified*. Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique, 46(2), 765-790.

Hendry, D.F.(2000). *Epilogue: The Success of General-to-Specific Model Selection*, In: Hendry, Alchemy or Science? New edition. Oxford University Press, D.F. (Ed.), Econometrics: Oxford.

Iimi, A. (2007). *Escaping from the Resource Curse: Evidence from Botswana and the Rest of the World*. IMF Staff Papers, 54(4), 663-699.

IMF, International Monetary Fund, *The commodity terms of trade database*, <http://data.imf.org>

Kremers, J. (1986). "The Dutch Disease in The Netherlands." in Natural Resources and the Macroeconomy, eds. Neary, P. and S. van Wijnbergen, MIT Press, Cambridge, MA.

Kumar Narayan, P., & Smyth, R. (2006). *Higher education, real income and real investment in China: evidence from Granger causality tests*. Education Economics, 14(1), 107-125.

Lederman, D., & Maloney, W. F. *Trade structure and growth*. The world bank, Latin America and the Caribbean Region, Office of the Chief Economist, Regional Studies Program, Policy Research Working Paper 3025. April (2003).

Majumder, M. K., Raghavan, M., & Vespignani, J. (2020). *Oil curse, economic growth and trade openness*. Energy Economics, 91, 104896.

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). *A contribution to the empirics of economic growth*. The quarterly journal of economics, 107(2), 407-437.

Odhiambo, N. M. (2008). *Financial depth, savings and economic growth in Kenya: A dynamic causal linkage*. Economic Modelling, 25(4), 704-713.

Odhiambo, N. M. (2009). *Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach*. Energy Policy, 37(2), 617-622.

Olayungbo, D. O. (2019). *Effects of oil export revenue on economic growth in Nigeria: A time varying analysis of resource curse*. Resources Policy, 64, 101469.

Papyrakis, E., & Gerlagh, R. (2004). *The resource curse hypothesis and its transmission channels*. Journal of Comparative Economics, 32(1), 181-193.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). *An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis*. Econometric Society Monographs, 31, 371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.

Sachs, J. D., & Warner, A. (1995). *Natural resource abundance and economic growth*. NBER Working paper 5398.

Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). *An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration*. Economic Modelling, 80, 130-141.

Santos, C., Hendry, D. F., & Johansen, S. (2008). *Automatic selection of indicators in a fully saturated regression*. Computational Statistics, 23(2), 317-335.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The quarterly journal of economics, 70(1), 65-94.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes*. Journal of econometrics, 66(1-2), 225-250.

UN, United Nations, *Statistical Database*, <http://data.un.org>.

WB, World Bank Database: <https://data.worldbank.org/>

Yusuf, S., & Omar, M. R. (2019). Trade Openness and Economic Growth of Tanzania. Asian Journal of Economics, Business and Accounting, 12 (3) 1-10.