الاقتصاد الليبي وظاهرة لعنة المواد

أ. حسين فرج الحويج•

المستخلص:

هدف هذا البحث لاختبار فرضية لعنة الموارد في الاقتصاد الليبي، وذلك خلال الفترة 1962-2017، ولتحقيق هذا الهدف استخدم البحث تحليل الارتباط، ونموذج AARDL، واختبارات السببية المعتمدة على نموذج تصحيح الخطأ، ويمكن حوصلة أهم النتائج التي تم التوصل لها في تأثر النمو الاقتصادي في ليبيا إيجابياً بوفرة الموارد الطبيعية، وتأثره سلبياً بدرجة الاعتماد عليها، وكل ذلك خلال الأجل الطويل، ولهذا يمكن حوصلة النتيجة الرئيسة لهذا البحث في انطباق فرضية لعنة الموارد على حالة الاقتصاد الليبي.

الكلمات الدالة: لعنة الموارد، الموارد الطبيعية، النمو الاقتصادي، الاقتصاد الليبي، التكامل المشترك.

تصنيف JEL: O13، O40، O47، C22.

Abstract:

The aim of this study was to test for the validity of the resource curse hypotheses in the Libyan economy. In order to achieve this object, the study used correlation analysis, AARDL model and ECM based non-Granger causality tests. The main findings of the study indicated a long run positive impact of the natural resources abundance index on economic growth. However, a negative impact of the natural resources dependence indicator on economic growth was captured. To conclude, the study found that the resource curse hypothesis is valid in the case of the Libyan economy.

Key Words: Resource curse, Natural resources, Economic growth, Libyan economy, Causality.

JEL classification: O13, O40, O47, C22.

• قسم الاقتصاد/ كلية الاقتصاد والتجارة/ جامعة المرقب
Hussen.Alhwij@elmergib.edu.ly

المقدمة:

لقد دارت في الأدب الاقتصادي المتعلق بالنمو الاقتصادي والتنمية الاقتصادية الكثير من المناقشات حول تلك الظاهرة المتعلقة بطبيعة أنماط النمو في الدول الغنية بالموارد الطبيعية natural resources، والتي تتمحور في أن تلك الدول تشهد معدلات متباطئة من النمو، وذلك على العكس من الدول الأخرى التي لا تمتلك مثل هذه الموارد، والتي تشهد اقتصاداتها معدلات نمو متزايدة عبر الزمن، وقد رسم Kremers (1986) معالم هذه الظاهرة من خلال دراساته التجريبية التي أجراها على هولندا، التي أطلق بموجبها فيما بعد على هذه الظاهرة مسمى "المرض الهولندي Dutch Disease"، وتشير الكثير من الدراسات التجريبية في الوقت الحاضر إلى هذه الظاهرة بلعنة الموارد Resource Curse.

تتعلق الظاهرة المسماة بلعنة الموارد resource curse بدرجة أساسية بمدى الكفاءة efficiency في تخصيص ريع المواد الطبيعية natural resources rent، وإدارة هذا العائد بما يكفل تزايد معدلات النمو الاقتصادي، وقد أعزت أغلب الدراسات التي اهتمت بالقنوات والآليات التي تمر من خلالها آثار هذه الظاهرة إلى جسد الاقتصاد كل ذلك إلى عوامل تتعلق بشكل عام بالفساد corruption، والفشل المؤسساتي institutional failures (Mohammed et al.,2020).

الدراسات السابقة:

لقد كان هذا الموضوع مثاراً لاهتمام العديد من الباحثين، وقد احتوى الأدب الاقتصادي على العديد من الدراسات التي تناولت هذه الظاهرة في العديد من دول العالم المتقدم والنامي على حدٍ سواء، ولقد تصدى القسم الأول من الدراسات التي تمت مراجعتها في هذا الإطار لتحري أثر مؤشر وفرة الموارد الطبيعية natural resources abundance، ومؤشر الاعتماد على الموارد الطبيعية natural resources dependence على النمو الاقتصادي، وقد توصل Gylfason & Zoega (2006) في دراستهما التي أجرياها على عينة من 85 دولة إلى أن الاعتماد على الموارد الطبيعية يؤثر عكسياً على النمو الاقتصادي في تلك الدول، بينما كان الأثر الذي تتركه مسألة وفرة هذه الموارد على النمو الاقتصادي إيجابي، وقد أكد كلاً من Lederman & Maloney (2003) على نفس النتيجة من خلال دراستهما التي أجرياها على عينة من الدول المتقدمة والدول النامية، وقد توصل Arezki & Van der Ploeg (2011) في ذات الصدد لوجود أثر سالب لكلا المؤشرين على النمو الاقتصادي في عينة من الدول، وتوصلت الدراسة إلى أن تبني سياسات تجارية أكثر انفتاحاً من شأنه أن يخفف من هذه الآثار.

وقد توصل Sachs & Warner (1995) في دراستهما التي تناولت عينة من الدول إلى وجود علاقة سالبة بين معدلات النمو الاقتصادي وكثافة استخدام الموارد الطبيعية "مؤشر حصة الصادرات من

الموارد الطبيعية"، ومن ناحية أخرى توصل Olayungbo (2019) في دراسته عن الاقتصاد النيجيري إلى نتيجة تدعم مسألة تحقق فرضية لعنة الموارد في هذا الاقتصاد، حيث تؤثر إيرادات النفط تأثيراً كبيراً على النمو في حصة العامل من الناتج المحلي الاجمالي GDP per worker، وتوصل Ampofo et al. (2020) في دراستهم التي شملت الدول العشرة الأكثر تصديراً للنفط إلى تحقق فرضية لعنة الموارد في حالة استراليا، والكونغو، والهند، بينما توصلوا لوجود أثر موجب للموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي في حالة البرازيل، وكندا، وأكدت الدراسة على أنه لا توجد علاقة سببية بين ريع الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي في معظم هذه الدول.

تعد الدول المنتجة للنفط مثالاً صريحاً على تلك النماذج الاقتصادية المعتمدة على الموارد الريعية الطبيعية، وقد توصل Tiba (2020) في دراسته التي أجراها على عينة من 33 دولة لوجود أثر سلبي لمؤشر الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي في الدول التي تتميز بالوفرة في تلك المصادر resource-abundant economiesوكان هذا الأثر أكثر وضوحاً عنه في حالة الاقتصادات المعتمدة على النفط oil-dependent economies.

من ناحية أخرى توصلت بعض الدراسات السابقة إلى إثبات فرضية نعمة الموارد resources blessing بدلاً من فرضية لعنة الموارد resource curse، ومن ذلك ما توصل له كل من Belaid et al. (2021) في دراستهم عن دول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا MENA countries، وما توصل له Aljarallah (2021) في دراسته عن الاقتصاد السعودي، وقد توصل كل من Ben-Salha et al. (2018) في دراستهم عن عينة من الدول الأكثر حيازة للموارد الطبيعية top resource-abundant countries إلى إثبات فرضية نعمة الموارد resources blessing في المدى الطويل، ولا دليل على ذلك خلال المدى القصير.

ركزت معظم الدراسات التي تناولت قضية لعنة الموارد على القنوات channels التي ينتقل من خلالها أثر ريع الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي، ومن ذلك ما توصل له Papyrakis & Gerlagh (2004) في دراستهما التي أجريت على عينة من الدول، التي أشارت نتائجها إلى أهمية متغيرات رأس المال المادي physical capital، ورأس المال البشري human capital، ومعدلات التبادل التجاري terms of trade، والانفتاح الاقتصادي، وبعض المؤشرات الدالة على الفساد corruption، كقنوات ينساب من خلالها أثر ريع الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي، وقد أشارت الدراسة 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 على النمو الاقتصادي إلى الاتجاه الإيجابي، ولكنه غير معنوي احصائياً، وقد كان أثرت المتغيرات الممثلة لقنوات انتقال أثر الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي سلبي في متغيرات الفساد، وشروط التجارة، وإيجابي في الاستثمار المادي، والتعليم، والانفتاح الاقتصادي، وتوصلت الدراسة إلى أن الأثر الكلي للموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي سلبي في تلك الدول، وقد توصل Papyrakis & Gerlagh (2007) في ذات الشأن إلى وجود أثر سلبي للموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي في الاقتصاد الأمريكي، وأن الاعتماد على هذه الموارد يقلل من دور كل من الاستثمار ومعدل التمدرس، والانفتاح، ويقلل من درجة الانفاق على البحث العلمي، ويزيد من معدلات الفساد.

تعد مسألة جودة المؤسسات institutional quality من أهم المحددات التي تحكم أثر ريع الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي، وقد اهتمت الكثير من الدراسات السابقة بقياس هذا المحدد، وتوصل limi (2007) في دراسته التي شملت عينة من 89 دولة في ذلك إلى أن التحسن في مستوى الحوكمة governance، وجودة المؤسسات institutional quality يخفف من آثار لعنة الموارد على اقتصادات تلك الدول، وتوصل Arezki & Van der Ploeg (2010) في دراسته التي شملت عينة من الدول إلى أن التحسن في مؤشرات جودة المؤسسات، وزيادة معدلات الانفتاح التجاري على الخارج تعمل على التخفيف من آثار لعنة الموارد resource curse، وقد توصل كلاً من Arezki & Brückner (2011) في هذا الشأن إلى وجود أثر طردي ومعنوي احصائياً للريع النفطي على مؤشرات الفساد، ومؤشرات الاستقرار السياسي.

وتدعوا هذه النتيجة إلى تساؤل مهم في هذه القضية يتعلق بما إذا كان السبب في انطباق فرضية لعنة الموارد على هذه الدول يعود لوجود هذه الثروة النفطية في جسد تلك الاقتصادات، أم أنه يرجع لسؤ إدارتها، وتجيب الدراسة نفسها عن هذا التساؤل من خلال النتيجة التي تتعلق بتحسن مؤشر الحريات المدنية مع زيادة إيرادات النفط، وقد توصلت دراسة Antonakakis et al. (2017) إلى نتائج مشابهة في عينة من 76 دول، حيث اتضح من خلال نتائج تلك الدراسة أن فرضية لعنة الموارد تتحقق حينما يتم أخذ المتغيرات المعبرة عن جودة المؤسسات في الاعتبار، وهذا يعني أن هذه الفرضية أكثر تحققاً في الدول ذات البناء المؤسساتي الضعيف، وتوصل Arin & Braunfels (2018) في دراستهما التي شملت 91 دولة أيضاً لوجود أثر موجب لإيرادات النفط على النمو الاقتصادي، وهذا الأثر مشروط بجودة المؤسسات.

من ناحية أخرى تناول كل من Bhattacharyya & Hodler (2010) مؤشرات الديمقراطية كمحدد لمدى انطباق فرضية لعنة الموارد على عينة من 124 دولة، وتوصلا في ذلك إلى أن تحسن مؤشرات الديمقراطية يعمل على تحسين تأثير الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي، ورغم ذلك كله فقد توصل

Mohamed (2018) في دراسته التي تناولت الحالة الخاصة لدول مجلس التعاون الخليجي GCC إلى أن الصادرات النفطية وجودة المؤسسات غير مؤثرة على النمو الاقتصادي في تلك الدول، ولكن وجدت في نفس الوقت أثر إيجابي في المدى الطويل للانفتاح التجاري على النمو الاقتصادي.

تعد مسألة إدارة الثروة النفطية نقطة الفصل في مدى انطباق ما يسمى بفرضية لعنة الموارد على الكثير من الاقتصادات الغنية بالموارد الطبيعية، وقد توصل Damette & Seghir (2018) في دراستهما التي أجرياها على عينة من الدول المصدرة للنفط إلى أن الدول الأكثر اعتماداً على هذا المورد هي الأكثر تعرضاً لعدم الكفاءة في مجال الانفاق العام.

في الاتجاه المقابل توصلت مجموعة من الدراسات إلى عدم انطباق فرضية لعنة الموارد على بعض الدول، ومن ذلك ما توصل له كل من Mehar et al. (2018) في دراستهم عن الباكستان والهند، التي أكدت على وجود أثر موجب لريع الموارد الطبيعية على النمو الاقتصادي، وما توصل له كل من Li et al. (2021) في دراستهم عن مجموعة دول G7 التي أكدت على عدم انطباق فرضية لعنة الموارد على حالة هذه الدول، وقد أكدت الدراسة على أن هذه النتيجة إنما هي مشروطة بتطور المؤسسات المالية، حيث توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سلبية ضعيفة بين إيرادات الموارد الطبيعية ومؤشري المؤسسات المالية والأسواق المالية، وعلاقة موجبة قوية بين إيرادات الموارد الطبيعية ومؤشر التنمية المالية الإجمالي، وتوصل Harb (2009) في دراسته عن الكويت، وعمان، والسعودية، وقطر، والإمارات العربية المتحدة إلى عدم وجود علاقة في المدى الطويل بين صادرات النفط والنمو غير النفطي، وفي دراسة أخرى فرقت بين الاستثمار العام و الاستثمار الخاص للموارد النفطية توصل Mohammed et al. (2020) إلى أن الاستثمار العام للإيرادات النفطية يؤثر إيجابياً على النمو الاقتصادي بشكل مشترك مع التنمية المالية، وأن الاستثمار الخاص للإيرادات النفطية يؤثر سلبياً على النمو الاقتصادي بشكل مشترك مع التنمية المالية.

توصلت بعض الدراسات السابقة في هذا المجال إلى أن مسألة تحقق فرضية لعنة الموارد تتأثر بالفترة الزمنية التي يتم قياس هذه الظاهرة خلالها، ففي دراسة لكل من Apergis & Payne (2014) لدول الشرق الأوسط وشمال افريقيا MENA countries تم التوصل إلى أن أثر الإيرادات النفطية على النمو الاقتصادي سلبي منذ العام 1990 حتى سنة 2003، وتحول إلى الاتجاه الموجب منذ تلك السنة إلى نهاية الفترة قيد الدراسة، وتوصل كل من Taguchi & Lar (2016) في ذات السياق إلى تحقق هذه الفرضية في الدول الآسيوية Asian economies خلال الفترة 1980-1995 وعدم تحققها خلال الفترة 1995-2014.

يستخلص مما سبق أن مسألة انطباق فرضية لعنة الموارد على الدول المختلفة لم تحسم بعد، ويتمثل

الإسـهام الرئيس لهذا البحث في قلة الدراسـات السـابقة التي تناولت الحالة الليبية، ولهذا فإن إضـافة دليل تجريبي جديد في هذا المضـمار هو من الأهمية بمكان، إضـافة إلى ذلك فإن هذا البحث يسـتخدم أسـلوباً قياسـياً لم يسـتخدم من قبل في هذا المجال، ألا وهو أنموذج augmented ARDL، الذي من الممكن أن يؤدي للحصول على نتائج أكثر دقة.

حيث إن الاقتصـاد الليبي من الاقتصـادات المعتمدة بشـدة على المورد النفطي كمصـدر للإنتاج والدخل، فإن احتمال تأثر هذه الاقتصـاد بما يعرف بلعنة الموارد أمر وارد، ولهذا فإن الهدف الرئيس لهذا البحث إنما يتمحور حول اختبار مدى انطباق فرضية لعنة الموارد على حالة الاقتصاد الليبي.

منهجية البحث:

النموذج التجريبي للبحث:

يعتمـد المنهج التجريبي لهـذا البحـث على الإطـار النظري لـدالـة Cobb–Douglas في نسـخـتهـا المستخدمة بواسطة Solow (1956)، والمطورة بواسطة Mankiw et al. (1992)، التي يمكن تصويرها كالآتي:

$$Y = K^{\alpha} H^{\beta} (AL)^{1-\alpha-\beta} \qquad (1)$$

$$0\langle\alpha\langle 1 \quad , \quad \beta = 1-\alpha$$

حيث تعبر Y عن الناتج الكلي total output، وتعبر K عن رأس المال المادي physical capital، وتعبر L عن قوة العمل labour force، وتعبر H عن رأس المال البشري human resources.

بناءً على الهدف العام لهذا البحث، وحينما يتعلق الأمر بقياس العلاقة بين النمو الاقتصـادي والموارد الطبيعية natural resources، فإن Cavalcanti et al. (2011) يشـيرون إلى أن الأدب الاقتصـادي التجريبي المتعلق بهذه القضـية يعاني في الغالب من ضـحالة الإطار النظري، الذي يمكن أن يتم في ظله بناء نماذج قياسـية تجريبية قابلة للاختبار، وأن الاعتماد في ذلك يكون على نماذج الطرائق الحسـية ad hoc methods، وقد طور Cavalcanti et al. (2011) بناءاً على ذلك إطاراً نظرياً متسقاً ومتيناً يمكن اختباره بشـكل مباشـر، ويتم في هذا الإطار إدخال متغير الموارد الطبيعية مباشـرة في دالة الإنتاج Cobb–Douglas، وتجدر الإشـارة هنا إلى أن Solow (1956) قد أشـار قبل ذلك إلى ضـرورة إدخال متغير الموارد الطبيعية natural resources كعنصـر أسـاس في دالة الانتاج production function، وذلك في الدول التي تحظى بوفرة في هذه الموارد، وخير مثال على ذلك الدول النفطية، ويمكن هنا عرض نموذج Cavalcanti et al. (2011) كالآتي:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha 1} N(t)^{\alpha 2} (A(t)L(t))^{1-\alpha_1-\alpha_2} \quad (2)$$

$\alpha_1, \alpha_2 \rangle 0$, $\alpha_1 + \alpha_2 \langle 1$, $N \rightarrow$ الموارد الطبيعية

إتباعاً لكل من Gylfason & Zoega (2006) ; Cavalcanti et al. (2011) ; Olayungbo (2019) وكما سبقت الإشارة إليه فسوف يتم استخدام مؤشرين للموارد الطبيعية، يمثل الأول وفرة الموارد الطبيعية natural resources abundance، ويستدل عليه من خلال مؤشر نسبة الصادرات النفطية لعدد السكان per capita oil exports، ويمثل الثاني مؤشر الاعتماد على الموارد الطبيعية natural resources dependence، ويستدل عليه من خلال مؤشر نسبة الصادرات النفطية لإجمالي الصادرات share of oil exports in total exports، وتجنباً لإمكانية حدوث مشكلة التعدد الخطي multicollinearity بين هذين المتغيرين، فسوف يتم تقدير نموذجين، يضم الأول متغير وفرة الموارد الطبيعية، ويضم الآخر متغير الاعتماد عليها، مع بقية متغيرات التحكم المتمثلة في المتغيرات الأساسية في دالة Cobb–Douglas.

البيانات والمتغيرات: يغطي هذا البحث الفترة 1962–2017، ويشمل المتغيرات الآتية:

المتغير التابع:

يتمثل المتغير التابع في هذا البحث في النمو الاقتصادي economic growth، ويستدل عليه من خلال مؤشر الناتج المحلي الاجمالي 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 مباشرة من سجلات الإدارة العامة للحسابات القومية بوزارة التخطيط، وقد استخدم الرمز GDP لتمثيل هذا المتغير.

المتغيرات المستقلة:

تنقسم المتغيرات المستقلة لهذا البحث إلى قسمين، يتمثل الأول في متغيرات التحكم، التي تنقسم بدورها إلى ثلاثة متغيرات، هي رأس المال المادي physical capital الذي يُعبر عنه بمؤشر نسبة التكوين الرأسمالي الثابت الاجمالي الحقيقي real gross fixed capital formation للناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (2003=100)، 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 الاقتصـــادية – بنغازي، وتم الحصـــول على البيانات الخاصـــة بالفترة 2007–2012 لنفس المتغير من خلال قاعدة البيانات الالكترونية للمركز، أما البيانات الخاصـة بالفترة 2013–2017 فقد تم الحصـــول عليها من خلال قاعدة البيانات الاحصـــائية للأمم المتحدة UN Data، وقد اســـتخدم الرمز INVS لتمثيل هذا المتغير.

يتمثل المتغير الثاني في القوى العاملة labour force، الذي تم الاســـتدلال عليه من خلال مؤشـــر إنتاجية العمل labour productivity، التي تم احتســـابها بقســـمة الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي real GDP على عدد العمال، وقد تم الحصـــول على البيانات الخاصـــة بالقوى العاملة "عدد العمال" خلال الفترة 1962–2006 من نشـــرة البيانات الاقتصـــادية والاجتماعية في ليبيا الصـــادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية – بنغازي، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2007–2012 لنفس المتغير من خلال نشرة الحسابات القومية 2007–2012 الصادرة عن الإدارة العامة للحسابات القومية بوزارة التخطيط، وتم الحصـول على البيانات الخاصـة بالفترة 2013–2017 من خلال قاعدة البيانات الاحصـائية للبنك الدولي World Bank، وقد استخدم الرمز LABF لتمثيل هذا المتغير.

يتمثل متغير التحكم الثالث في الاستثمار في رأس المال البشري human capital، وسيتم تكوين هذا المؤشـر من خلال جمع قيمة الإنفاق العام التنموي على التعليم public development expenditure on education مع قيمة الإنفاق العام التنموي على الصـــحة public development expenditure on health، ممثلاً بالمصـروفات الفعلية للباب الثالث من الميزانية العامة لقطاعي التعليم والصـحة، وذلك كنســبة من إجمالي الإنفاق العام التنموي العام في ليبيا، وتنبغي الإشـــارة هنا إلى أنه قد تم اســـتبدال قيمة الانفاق التنموي العام لسـنة 2011 بقيمة التكوين الرأسـمالي الثابت الاجمالي لنفس السـنة، وذلك لأن قيمة الانفاق التنموي العام في تلك السنة قد كانت صفراً بحسب احصاءات مصرف ليبيا المركزي، ولكنها ليست كذلك في الواقع، وذلك ظاهر من وجود نفقات عامة على التعليم والصـــحة وغيرها من القطاعات، وقد كان المؤشـــر الأقرب للانفاق التنموي العام هو التكوين الرأســـمالي الثابت الاجمالي الذي يمول القطاع العام في جُزئه الأعظم، وقد تم الحصـول على البيانات الخاصـة بالانفاق التنموي على الصـحة والتعليم خلال الفترة 1962–2000 من نشرة المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية الصادرة عن مجلس التخطيط العام.

وتم الحصـــول على البيانات الخاصـــة بالفترة 2001–2012 لهذين المؤشـــرين من نشـــرة المؤشـــرات الاقتصـــادية والاجتماعية الصـــادرة عن وزارة التخطيط، أما البيانات الخاصـــة بالفترة 2013–2017 فقد تم الحصول عليها من قاعدة البيانات الاحصائية للمجلس الوطني للتطوير الاقتصادي، وقد تم الحصول على البيانات الخاصـــة بإجمالي الإنفاق التنموي خلال الفترة 1962–2006 من نشـــرة البيانات الاقتصـــادية

والاجتماعية في ليبيا الصادرة عن مركز بحوث العلوم الاقتصادية – بنغازي، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2007-2017 لنفس المتغير من النشرة الاقتصادية الفصلية لمصرف ليبيا المركزي، وقد استخدم الرمز HUMN لتمثيل هذا المتغير.

يتمثل القسم الثاني من المتغيرات المستقلة من مؤشري وفرة الموارد الطبيعية ودرجة الاعتماد عليها، ويتمثل المتغير الأول في درجة وفرة الموارد الطبيعية natural resources abundance، الذي يستدل عليه من خلال مؤشر نسبة الصادرات النفطية إلى عدد السكان per capita oil exports، وقد استخدم هذا المؤشر من قبل كل من:

Gylfason & Zoega (2006); Bhattacharyya & Hodler (2010); Iimi (2007); Tiba (2020).

وقد استخدم الرمز NRAB لتمثيل هذا المتغير.

يتمثل المتغير الثاني في درجة الاعتماد على الموارد الطبيعية natural resources dependence، الذي يستدل عليه من خلال مؤشر نسبة الصادرات النفطية oil exports إلى إجمالي الصادرات، وقد استخدم هذا المؤشر من قبل العديد من الدراسات التجريبية السابقة، منها دراسات كل من:

Gylfason & Zoega (2006) ; Arezki & Van der Ploeg (2010) ; Mohamed (2018).

وقد استخدم الرمز NRDP لتمثيل هذا المتغير.

تم الحصول على البيانات الخاصة بالصادرات النفطية واجمالي الصادرات للفترة 1962-2003 من خلال السلسلة الزمنية لإحصاءات التجارة الخارجية الصادرة عن الهيأة العامة للمعلومات والاتصالات، وتم الحصول على البيانات الخاصة بالفترة 2004-2017 لنفس المتغيرات من النشرة الاحصائية لملخص التجارة الخارجية الصادرة عن قطاع الإحصاء والتعداد الليبي، 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 مباشرة من سجلات الإدارة العامة للحسابات القومية بوزارة التخطيط.

تم تحويل البيانات إلى الصيغة اللوغاريتمية logarithmic form لتقليل درجة التقلبات التي قد تعتري البيانات الممثلة للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث من جهة، ولتحويل دالة Cobb-Douglas التي تستخدم لتمثيل العلاقة بين متغيرات البحث للشكل الخطي من ناحية أخرى.

الأسلوب القياسي:

يتبنى هذا البحث نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطور augmented autoregressive distributed lag model AARDL المقترح بواسطة كل من Sam et al.

(2019)، ويتمثل التطوير الذي أتي به Sam et al. (2019) ضمن هذا النموذج في إضافة إحصاءة F جديدة لاختبار الحدود Bounds test، تستخدم لاختبار إبطاءات المتغيرات المستقلة في المستوى the lagged levels of the independent variables، وقدموا القيم الحرجة لهذا الاختبار عند كافة مستويات المعنوية الاحصائية، وقد وضع هذا الاختبار لتجاوز المشكلة المتعلقة بالحالات غير المولدة للتكامل المشترك degenerate cases، التي يمكن تصنيفها إلى ثلاث حالات، تتعلق الأولى degenerate case 1 بالوضع الذي تكون فيها الإبطاءات الأولى للمتغيرات المستقلة في المستوى the lagged levels of the independent variables غير معنوية إحصائياً في نموذج تصحيح الخطأ UECM، وتسمى هذه الحالة degenerate lagged independent variables case، ولتجاوز هذه المشكلة فقد افترض نموذج ARDL في نسخته المقترحة بواسطة Pesaran & Shin (1998)، المطورة بواسطة Pesaran et al. (2001) المسمى اختصاراً PSS model، أن يكون المتغير التابع متكاملاً من الدرجة الأولى I(1) integrated of order one (Sam et al.,2019)، وتتعلق الثانية degenerate case 2 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 وجود هذه المشكلة باستخدام احصاءة T *Statistc* المتضمنة في نموذج PSS، ويمكن صياغة النموذجين النظريين لهذا البحث في صورة ARDL process كالآتي:

$$\Delta(\ln TGDP_t) = C_1 + \lambda_1 \ln TGDP_{t-1} + \eta_1 \ln INVS_{t-1} + \omega_1 \ln HUMN_{t-1} + \theta_1 \ln LABF_{t-1} + \upsilon_1 \ln NRAB_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} a_{11i} \Delta(\ln TGDP_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{12i} \Delta(\ln INVS_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{13i} \Delta(\ln HUMN_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{14i} \Delta(\ln LABF_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{15i} \Delta(\ln NRAB_{t-i}) + \sigma_{ij} DUMI + \varsigma_{ij} DUMS + \varepsilon_{t1} \quad (3)$$

$$\Delta(\ln TGDP_t) = C_2 + \lambda_2 \ln TGDP_{t-1} + \eta_2 \ln INVS_{t-1} + \omega_2 \ln HUMN_{t-1} + \theta_2 \ln LABF_{t-1} + \upsilon_2 \ln NRDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} a_{21i} \Delta(\ln TGDP_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{22i} \Delta(\ln INVS_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{23i} \Delta(\ln HUMN_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{24i} \Delta(\ln LABF_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} a_{25i} \Delta(\ln NRDP_{t-i}) + \sigma_{ij} DUMI + \varsigma_{ij} DUMS + \varepsilon_{t2} \quad (4)$$

تعبر $DUMI$ عن متغيرات وهمية نبضية impulse dummy variables تستخدم للتحكم في القيم المتطرفة outliers وتحييد آثارها عن النماذج المقدرة، وتعبر $DUMS$ عن متغيرات وهمية تستخدم للتحكم في التغيرات الهيكلية structural breaks من نوع location shift وتحييد آثارها عن النماذج المقدرة، وتعبر المعلمة λ عن حد تصحيح الخطأ ECT، الذي يجب أن يكون سالباً ومعنوياً 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

stability، وتشير $\eta_i, \omega_i, \theta_i, \nu_i$ 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 للتكامل المشترك bounds testing approach to cointegration ضمن نموذج augmented ARDL كما سبق ذكره على ثلاثة اختبارات هي:

– اختبار تجميعي لإبطاءات المتغيرات في المستوى test for the lagged level of the variables يرتكز على إحصاءة F، ويهدف لاختبار فرض العدم: $H_0: \lambda_i = \eta_i = \omega_i = \theta_i = \nu_i = 0$

– اختبار T للإبطاء الأول للمتغير التابع في المستوى T test for the lagged level of the dependent variable، وهو يستخدم لاختبار فرض العدم: $H_0: \lambda = 0$

اختبار F لإبطاءات المتغيرات المستقلة في المستوى F test for the lagged level of the independent variables، وهو يستخدم لاختبار فرض العدم: $H_0: \eta_i = \omega_i = \theta_i = \nu_i = 0$.

في سبيل الكشف عن مدى وجود قيم متطرفة في السلاسل الزمنية لمتغيرات سيتبنى البحث أسلوب تحليل الموجة الصغيرة wavelet based outliers detection approach، المبني على ما اقترحه Bilen & Huzurbazar (2002)، ويقوم هذا الأسلوب على طريقة التحويل الموجي المنفصل discrete wavelet transformation DWT، التي يتم بموجبها تحويل السلسلة الزمنية من فضائها الزمني time domain إلى فضاء ترددي frequency domain، ويتم التعرف على القيم المتطرفة وفقاً لهذا الأسلوب من خلال القفزات 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 السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث سيتبنى البحث استراتيجية الإشباع الوهمي dummy saturation DS strategy المقترحة بواسطة كل من Hendry (2000) ; Santos et al. (2008)، والمطورة بواسطة Doornik et al. (2013)، وتسمى النسخة الأصلية من استراتيجية الاشباع الوهمي DS باستراتيجية الاشباع بالمؤشرات النبضية impulse indicator saturation IIS، وقد تم تطوير هذه الاستراتيجية بواسطة Doornik et al. (2013) بحيث صار بمقدورها الكشف عن التغيرات الهيكلية من نوع location shifts، التي تعبر عن الانتقالات على مستوى الحد الثابت، وتسمى هذه النسخة من هذه الاستراتيجية step indicator

saturation SIS، وتنبغي الإشارة هنا إلى أن مؤشرات SIS لا تعتمد على متغيرات وهمية نبضية، بل تعتمد على متغيرات وهمية تأخذ القيمة "واحد" في النقطة الزمنية المعنية وما قبلها، وتأخذ القيمة صفر بعد هذه النقطة (Castle & Hendry,2019).

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

لاختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى القصير short run causality، واتباعاً لكل من Narayan & Smyth (2006) ; Odhiambo (2008:2009) سيتم استخدام سببية Granger الديناميكية dynamic Granger causality test، المعتمدة على نموذج تصحيح الخطأ ECM based non-Ganger causality test، وقد استخدمت العديد من الدراسات السابقة هذا الأسلوب بالاستناد إلى نموذج متجه تصحيح الخطأ vector error correction VECM model، وذلك لكونها كانت تبحث عن اختبار اتجاهات العلاقة السببية بين المتغيرات المدروسة Causality directions، 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 variables I(1)، ويمكن وصف منهجية اختبار العلاقة السببية لثلاث متغيرات y,x,z وفقاً لهذا الأسلوب كالآتي:

(Narayan & Smyth,2006)

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_2 \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_3 \Delta z_{t-i} + \kappa ECT_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

يمثل ECT_{t-1} فترة الإبطاء الأولى لحد تصحيح الخطأ error correction term، ويتم اختبار العلاقة السببية في المدى القصير short run causality من خلال اختبار معنوية إبطاءات المتغيرات المستقلة باستخدام إحصاءة F ضمن اختبار Wald test، ولهذا فإن اختبار العلاقة السببية قصيرة المدى وفقاً للنموذج السابق إنما يسعى لاختبار الفروض الآتية:

$$H_0 : \alpha_2 = 0 \quad , \quad H_1 : \alpha_2 \neq 0$$

$$H_0 : \alpha_3 = 0 \quad , \quad H_1 : \alpha_3 \neq 0$$

لاختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى الطويل سوف يتم استخدام اختبار Toda-Yamamoto TY non Granger causality test، الذي تم تطويره بواسطة كل من Toda & Yamamoto (1995)، ويصلح هذا الأسلوب لاختبار العلاقة السببية طويلة المدى بين المتغيرات غير الساكنة non-stationary ضمن إطار نموذج متجه الانحدار الذاتي المطور augmented vector autoregressive VAR model، الذي يتم تقديره بواسطة السلاسل الزمنية في المستوى at level، وتحت بعض القيود على مصفوفة المعلمات parameters matrix، ويتم بمعنى آخر تقدير نموذج $VAR\ order\ (k+d_{\max})th$، حيث تعبر k عن عدد فترات الإبطاء المثلى optimum number of lags، التي يتم تحديدها وفقاً للمعايير الاحصائية information criteria، وتعبر $d_{\max}$ عن أكبر رتبة لتكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، ويمكن وصف النموذج العام لمنهجية TY باستخدام متغيرين x, y كالآتي: (Toda & Yamamoto,1995)

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2j} y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{3i} x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \alpha_{4j} x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \beta_{2j} yx_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{3i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \beta_{4j} y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

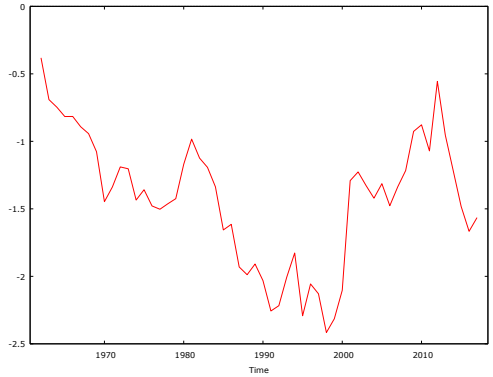
النتائج والمناقشة:

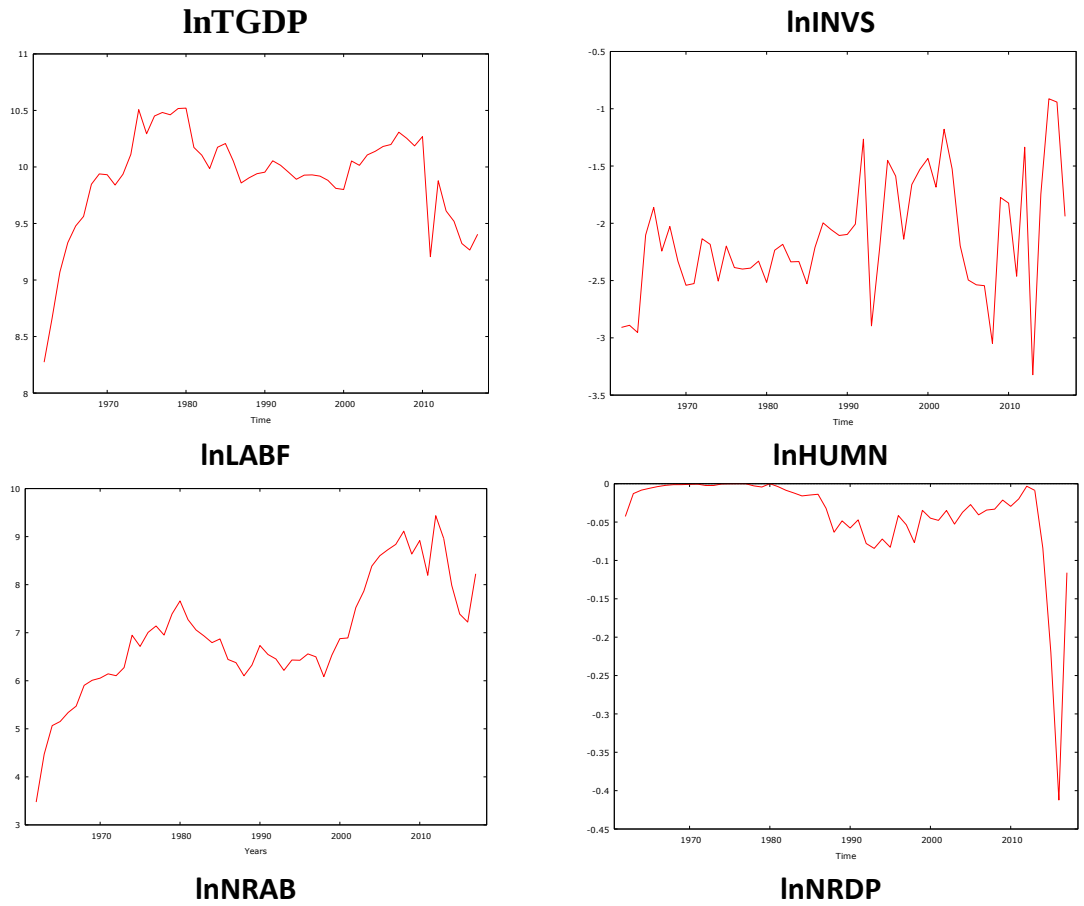
عرض نتائج البحث:

خصائص السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

أولاً: الرسم البياني للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

بالنظر للشكل التالي رقم (1) الذي يبين الرسم البياني للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث يمكن القول أن ثلاثة من هذه السلاسل تضم بين ثناياها اتجاهاً عاماً موجباً positive trend، وهي السلاسل الزمنية للمتغيرات lnTGDP، و lnLABF، و lnNRAB، بينما تحوي السلسلة الزمنية للمتغير lnINVS اتجاهاً عاماً غير خطي تقريباً، يأخذ الاتجاه السالب إلى سنة 2000، ويتحول بعدها للإتجاه الموجب، أما السلسلتين الزمنيتين للمتغيرين lnHUMN، و lnNRDP فإنهما لا تضمان اتجاهاً عاماً واضحاً.





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

يمكن القول من ناحية أخرى أن هذه السلاسل تضم بين ثناياها العديد من التغيرات الهيكلية structural breaks، والقيم المتطرفة outliers، ولهذا كله فإنه من المتوقع أن تكون أغلب هذه السلاسل غير ساكنة في المستوى non stationary at level، كما إن وجود التغيرات الهيكلية والقيم المتطرفة يحتم أخذ هذه الخاصية في الاعتبار عند اختبار درجة سكون هذه السلاسل، وعند تقدير العلاقة بين متغيرات البحث.

ثانياً: الخصائص الإحصائية الوصفية للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الجدول التالي رقم (1) الخصائص الإحصائية الوصفية للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، ويتضح من خلال الجدول أن الوسط الحسابي قد بلغ ما قيمته 9.869684، و1.23637-، و9.88404، و1.97779-، و6.699532، 0.00007-، وذلك بالنسبة للمتغيرات lnTGDP، وlnINVS، وlnLABF، lnHUMN، وlnNRAB، وlnNRDP على التوالي، ويمثل الوسط الحسابي القيم التي تتمركز حولها أغلب البيانات، وبمقارنة الوسط الحسابي بالقيم العظمى max، والقيم الصغرى min يلاحظ أن المتغير lnNRAB أكثر هذه المتغيرات تشتتاً، حيث بلغ الفرق بين الوسط الحسابي لهذا المتغير

والقيمة العظمى له ما مقداره 2.73638، وبلغ الفرق بين الوسط الحسابي لهذا المتغير والقيمة الدنيا له ما مقداره 3.223743، ويأتي المتغير lnHUMN في المرتبة الثانية، يليه في ذلك المتغير lnTGDP، ويعد المتغير lnNRDP أقل متغيرات البحث تشتتاً.

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

	lnTGDP	lnINVS	lnLABF	lnHUMN	lnNRAB	lnNRDP
Mean	9.869684	−1.23637	9.88404	−1.97779	6.699532	−0.00007
Max	10.74535	−0.38136	10.52056	−0.91290	9.435916	0.00000
Min	7.240466	−2.41646	8.273291	−3.32495	3.475789	−0.41223
Std. Dev.	0.766424	0.483942	0.440753	0.515014	1.195586	0.063430
Jarque-Bera	39.24373	1.333238*	35.38136	*0.666757	0.241416*	1134.303
Obs.	56	56	56	56	56	56

* normally distributed

بالنظر لقيمة الإنحراف المعياري المقياس الأشهر للتشتت يلاحظ أنه يؤيد ذات النتيجة، حيث انطوى المتغير lnNRAB على أكبر قيمة لهذا المقياس، بلغت ما مقداره 1.195586، وبلغت القيمة الصغرى له التي مثلها المتغير lnNRDP ما مقداره 0.063430، وكانت المتغيرات lnTGDP، و lnHUMN، lnINVS، و lnLABF أكثر المتغيرات تشتتاً، وذلك على التوالي.

بالنظر لقيمة إحصاءة Jarque-Bera يلاحظ أن المتغيرات lnINVS، و lnHUMN، و lnNRAB تتبع التوزيع الطبيعي، بينما لا تتوزع باقي السلاسل الزمنية لمتغيرات هذا البحث طبيعياً، الأمر الذي يحتم أخذ هذه الخاصية بعين الاعتبار عند تقدير النماذج القياسية لهذا البحث، ويلاحظ من ناحية أخرى أن عدد مشاهدات هذا البحث قد بلغت 56 مشاهدة، الأمر الذي يعني أن العينة المستخدمة في هذا البحث هي من العينات الصغيرة، وأنه من الواجب أخذ ذلك بعين الاعتبار عند اختيار طرائق التقدير وأساليب القياس التي سيتم استخدامها في هذا البحث، ويعني ذلك من ناحية أخرى عدم وجود قيم مفقودة في البيانات، وهذا أمرٌ جيد.

ثالثاً: نتائج اختبارات القيم المتطرفة والتغيرات الهيكلية للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث :

يبين الجدول التالي رقم (2) معاناة السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث من القيم المتطرفة والتغيرات الهيكلية، وقد حددت التواريخ المتعلقة بالقيم المتطرفة تحت مسمى IIS (outliers)، وصنفت التواريخ المتعلقة بالتغيرات الهيكلية من نوع location shift تحت مسمى SIS (structural breaks)، وسيتم

التعامل مع هذه النتائج كالآتي:

– التحكم في القيم الشاذة وتحييد آثارها عن النماذج القياسية المقدرة من خلال إدراج متغيرات وهمية نبضية impulse dummies كمتغيرات خارجية exogenous في تلك النماذج، وذلك في مقابل كل المشاهدات التي تبين أنها تمثل نقاطاً متطرفة outliers في المتغيرات الداخلة في كلٍ من تلك النماذج، وباستخدام منهجية general to specific approach GETS سيتم حذف كل المتغيرات الوهمية غير المعنوية في تلك النماذج، والإبقاء على المتغيرات المعنوية.

– التحكم في التغيرات الهيكلية من نوع location shift عن طريق إدراج متغيرات وهمية تأخذ القيمة "واحد" منذ النقطة الزمنية الأولى في السلسلة إلى النفطة الزمنية المعنية، وتأخذ القيمة "صفر" بعد تلك النقطة، وسيتم التعامل مع هذه المتغيرات وفقاً لمنهجية GETS، التي سبق شرحها في النقطة السابقة.

– سيتم التعامل مع النماذج القياسية بهذه الطريقة لحين الحصول على نتائج مقبولة قياسياً، واقتصادياً.

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

	IIS (outliers)
Variable	*Outliers dates*
lnTGDP	1962, 1963, 1964, 1965, 1966, 1967, 1968, 1969, 1970, 1971, 1972, 1973, 1979, 1995, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2010, 2011.
lnINVS	1962, 1979, 1982, 1987, 1988, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2007, 2010.
lnLABF	1962, 1963, 1964, 1965, 1966, 1967, 1971, 1974, 1976, 1977, 1978, 1979, 1980, 1995, 2007, 2010, 2011, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017.
lnHUMN	1962, 1992, 1993, 1995, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2016.
lnNRAB	1962, 1963, 1966, 1970, 1974, 1976, 1977, 1979, 1980, 1981, 1994, 1998, 1999, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2012, 2013, 2014, 2017.
lnNRDP	1963, 1978, 1986, 1990, 1992, 1993, 1994, 1995, 1999, 2011, 2014, 2015, 2016, 2017.
	SIS (structural breaks)
Variable	*Breaks dates*
lnTGDP	1963, 1964, 1967, 1971, 1973, 2001, 2010, 2011.
lnINVS	1965, 1985, 2000, 2011, 2012.
lnLABF	1963, 1964, 1967, 1973, 1980, 1985, 2002, 2010, 2011, 2012, 2014.
lnHUMN	1964, 1991, 1992, 1994, 2003, 2008, 2012, 2013.
lnNRAB	1963, 1970, 2002, 2014.
lnNRDP	1963, 1969, 1987, 1991, 1995, 1998, 2003, 2010, 2013, 2014, 2015, 2016.

رابعاً: نتائج اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الجدول التالي رقم (3) نتائج اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، وقد اعتمد البحث في ذلك على اختبارين تقليديين هما اختباري ADF,PP، تم تعزيزهما باختبار LS الذي يأخذ في الاعتبار وجود تغيرات هيكلية في السلاسل الزمنية، وقد كانت نتائج اختباري ADF,PP متوافقة في أغلب الأحيان، حيث أكدت نتائج هذين الاختبارين على أن السلاسل الزمنية للمتغيرات lnTGDP، و lnLABF، و lnHUMN، و lnNRDP ساكنة عند المستوى stationary at level، وتعارضت هذه النتائج مع ما أشارت له نتائج اختبار LS فيما يتعلق بالسلاسل الزمنية للمتغيرات lnTGDP، و lnLABF، و lnNRDP، التي أكدت نتائج اختبار LS على أنها ساكنة عند الفرق الأول، واتفقت معها فيما يتعلق بالسلسلة الزمنية للمتغير lnHUMN، وقد توافقت نتائج كل اختبارات جذر الوحدة بالنسبة لدرجة سكون وتكامل السلسلتين الزمنيتين للمتغيرين lnINVS، و lnNRAB اللتين كانتا ساكنتين عند الفرق الأول stationary at first difference، وقد تم تغليب نتيجة اختبار LS في حالة اختلاف النتائج لأنه الأكفاء في حال احتواء السلاسل الزمنية على تغيرات هيكلية.

الجدول رقم (3): اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث

Variables	ADF	PP	LS	Decision
lnTGDP	-4.328007*	-5.193143*	**-12.19864	I(1)
lnINVS	-7.070324**	-7.068391**	-6.806933**	I(1)
lnLABF	-3.851440*	-4.023118*	-10.94968**	I(1)
lnHUMN	-5.946024*	-5.938773*	-6.592941*	I(0)
lnNRAB	-7.179414**	-7.188865**	-7.890774**	I(1)
lnNRDP	-4.699529*	-4.067253*	-6.806933**	I(1)

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

نتائج تحليل الارتباط بين متغيرات البحث:

يستخدم البحث تحليل الارتباط correlation analysis لأخذ فكرة مبدئية عن طبيعة العلاقة بين متغيرات البحث المستقلة والمتغير التابع، كما يهدف هذا التحليل أيضاً للتحقق من مدى وجود ارتباط بين المتغيرات المستقلة للبحث، الأمر الذي قد يعرض النماذج القياسية التي سيتم تقديرها في هذا البحث لمشكلة الارتباط المتعدد multicollinearity، ويتضح من الجدول ارتباط متغيري القوى العاملة، ورأس المال البشري بعلاقة موجبة معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5% مع المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي، وقد بلغت قيمة معلمة الارتباط لهذين المتغيرين ما قيمته 0.7، 0.3 على التوالي.

أما متغير الاستثمار المادي فقد ارتبط بعلاقة سلبية ضعيفة بعض الشيء بالنمو الاقتصادي، وتبدوا هذه النتائج منطقية، فيما عدا تلك المتعلقة بالاستثمار المادي، ولا تعبر علاقة الارتباط عموماً عن علاقة

سببية بقدر ما تعبر عن التزامن الاحصائي في حركة البيانات، كما يمكن أن تكون هذه النتائج قد تأثرت بوجود تغيرات هيكلية وقيم متطرفة في البيانات، أو بالبنية غير الخطية في متغير الاستثمار التي تم التعرف عليها من خلال الرسم البياني، وقد ارتبط متغير وفرة الموارد الطبيعية بعلاقة موجبة قوية مع النمو الاقتصادي، وقد بلغت قيمة معلمة الارتباط لهذا المتغير ما قيمته 0.83، أما متغير الاعتماد على الموارد الطبيعية فقد كان ارتباطه بالنمو الاقتصادي غير معنوي احصائياً.

من ناحية أخرى يلاحظ أن معدلات الارتباط بين المتغيرات المستقلة ضعيفة، وبالتالي فهي لا تدل على وجود ارتباط خطي قوي بين هذه المتغيرات، الأمر الذي يدل على أن مشكلة التعدد الخطي multicollinearity ستكون بعيدة عن النماذج القياسية لهذا البحث.

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

Variables	lnTGDP	lnINVS	lnLABF	lnHUMN	lnNRAB	lnNRDP
lnTGDP	1					
lnINVS	-0.43*	1				
lnLABF	0.70*	-0.30*	1			
lnHUMN	0.30*	-0.34*	0.01	1		
lnNRAB	0.83*	0.02	0.49*	0.11	1	
lnNRDP	-0.20	0.32*	0.31*	-0.52*	-0.08	1

* significant at 5% significance level

الإعدادات التقنية للنماذج القياسية المقدرة:

يبين الجدول التالي رقم (5) الإعدادات التقنية للنموذجين القياسيين اللذين تم تقديرهما في هذا البحث، وقد بلغ الحد الأقصى لفترات الإبطاء max lags لهذين النموذجين أربع فترات لكل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، وقد تم اختيار هذه الفترات آلياً بواسطة برمجية Eviews، واعتمد البحث على معيار SIC لاختيار فترات الإبطاء المثلى optimum number of lags، وذلك لأنه الأكثر اقتصاداً في فترات الإبطاء، الأمر الذي يتماشى مع العينات الصغيرة ويحافظ على درجات الحرية degrees of freedom المتاحة في البيانات.

اعتمد البحث من ناحية أخرى على التوصيف الثالث لنموذج ARDL المحتوي على حد ثابت غير مقيد دون وجود اتجاه عام unrestricted intercept and no trend، وقد تم اختيار هذا النموذج نظراً لاقتصار القيم الحرجة critical values المولدة بواسطة Sam et al. (2019) على النماذج I, II, III، ولا يحتوي النموذج الأول حداً ثابتاً، ويحتوي النموذج الثالث على اتجاه عام، الأمر الذي يتماشى مع السلاسل الزمنية من نوع TS، وحيث إن السلاسل الزمنية لهذا البحث ليست من هذا النوع فقد تم اختيار النموذج الثالث III.

من خلال اختبار عدد كبير من النماذج تم التوصـــل إلى أن النموذج ARDL (1, 3, 3, 4, 1) هو خير تقدير للنموذج الأول في هذا البحث، وتم التوصـل كذلك إلى أن النموذج ARDL (3, 1, 1, 4, 3) هو أفضـــل تقدير للنموذج الثاني، في هذا البحث، ويبين الجدول كذلك المتغيرات الوهمية Dummy variables من نوع IIS، التي تمت الإشـارة لها بالرمز D، والمتغيرات الوهمية Dummy variables من نوع SIS التي تمت الإشارة لها بالرمز S، ويبين التواريخ التي تمثل هذه المتغيرات.

الجدول رقم (5): الاعدادات التقنية للنماذج القياسية المقدرة

settings	Model (1)
Lag selection criterion	**SIC**
Max lags	(4 , 4)
Trend specification	Unrestricted Constant and No Trend
Dummy variables	D_1973, D_1997, D_2007, D_2011, D_2012, S_1973, S_2013
Selected Model	ARDL(1, 3, 3, 4, 2)
settings	**Model (2)**
Lag selection criterion	**SIC**
Max lags	(4 , 4)
Trend specification	Unrestricted Constant and No Trend
Dummy variables	D_1973, D_1974,D_ 2011, S_1973, S_1980, S_1987, S_2013
Selected Model	ARDL(3, 1, 1, 4, 3)

نتائج اختبار الحدود المطور augmented bounds test **للتكامل المشترك:**

يبين الجدول التالي رقم (6) نتائج اختبار الحدود المطور augmented bounds test للتكامل المشـــترك، وتبين نتائج هذا الاختبار عموماً ارتباط متغيرات البحث بعلاقة تكاملية طويلة الأجل "علاقة تكامل مشـــترك"، وخلو هذه العلاقة من الحالات غير المولدة للتكامل المشـــترك degenerate cases، ويمكن الإســـتدلال على هذه النتيجة من خلال إحصـــاءة joint F statistic التي بلغت ما قيمته 25.10623، بالنسـبة للنموذج الأول، وما قيمته 14.82892 بالنسـبة للنموذج الثاني، وقد تفوقت هاتين القيمتين على القيم الحرجة للإختبار عند مســـتوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني إمكانية رفض فرض العدم القاضـي بعدم وجود علاقة تكامل مشـترك بين متغيرات البحث، وبالتالي قبول الفرض البديل القاضـي بوجود هذه العلاقة، ويمكن التحقق من عدم وجود حالات غير مولدة للتكامل المشـــترك، ويمكن التحقق من عدم وجود حالات غير مولدة للتكامل المشـترك من نوع degenerate case I، وذلك من خلال إحصـاءة lagged independent variables F statistic التي بلغت ما قيمته 20.07415، بالنسـبة للنموذج الأول، وما قيمته 13.84285 بالنســـبة للنموذج الثاني، وقد تفوقت هاتين القيمتين على القيم الحرجة للاختبار عند مســـتوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني إمكانية رفض فرض العدم القاضـــي بعدم وجود

علاقة تكامل مشترك بين متغيرات البحث.

وبالتالي قبول الفرض البديل القاضـــي بوجود هذه العلاقة، ويمكن كذلك التحقق من عدم وجود حالات غير مولدة للتكامل المشـــترك من نوع degenerate case I، وذلك من خلال إحصـــاءة lagged dependent variable T statistic التي بلغت ما قيمته 10.79300، بالنســـبة للنموذج الأول، وما قيمته 5.672055 بالنســـبة للنموذج الثاني، وقد تفوقت هاتين القيمتين على القيم الحرجة للاختبار عند مســـتوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني إمكانية رفض فرض العدم القاضـــي بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات البحث، وبالتالي قبول الفرض البديل القاضي بوجود هذه العلاقة.

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

Tests			Results	
			Model (1)	Model (2)
Joint F test	*Test statistic*		**25.10623**	**14.82892**
	Critical values (5%)	I(0)	3.068	3.068
		I(1)	4.334	4.334
Lagged dependent variable T test	*Test statistic*		**-10.79300**	**-5.672055**
	Critical values (5%)	I(0)	-2.86	-2.86
		I(1)	-3.99	-3.99
Lagged independent variables F test	*Test statistic*		**20.07415**	**13.84285**
	Critical values (5%)	I(0)	2.55	2.55
		I(1)	4.49	4.49
Decision			*Cointegrated*	

ديناميكيات الأجل القصير من خلال نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد:

يبين الجدول التالي رقم (7) نتائج تقدير نموذج تصـــحيح الخطأ غير المقيد UECM لنموذجي البحث، ويتضـــح من خلال الجدول بادئ ذي بدء أن معلمتي تصـــحيح الخطأ ECT_{-1} لنموذجي البحث ســـالبتان ومعنويتان إحصـــائياً عند مســـتوى المعنوية 5%، وقد بلغت معلمة تصـــحيح الخطأ للنموذج الأول والثاني على التوالي ما قيمته 0.713940−، و0.388759−، الأمر الذي يعني أن ما نسبته 0.71%، 0.39% تقريباً من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها في وحدة الزمن بالنسبة للنموذجين القياسيين المقدرين على التوالي، وهذا يعني من جهة أخرى أن النموذج الأول يستغرق ما مدته سنة وأربعة أشهر وسبع وعشرين يوماً للعودة إلى التوازن عند حدوث أي اختلال عنه في المدى القصير، ويســتغرق النموذج الثاني ما مدته سنتين ونصف تقريباً للعودة الى التوازن.

يبين نموذج تصـــحيح الخطأ من ناحية أخرى معلمات الأثر خلال الأجل القصـــير short run

coefficients، التي تعبر عن المرونات الجزئية قصـــيرة الأجل للمتغيرات المســـتقلة تجاه المتغير التابع، ويتضـــح من خلال الجدول أن متغير الاســـتثمار يؤثر إيجابياً على النمو الاقتصـــادي في الأجل القصـــير، ويتأثر النمو الاقتصـــادي في النموذج الأول بقيمة الإســـتثمار في الســـنة الحالية، وبفترتي إبطاء، بينما يتأثر النمو الاقتصادي في النموذج الثاني بقيمة الاستثمار في السنة الحالية فقط، وينطبق ذات القول على متغير القوى العاملة، الذي تؤثر قيمته في الســـنة الحالية إيجابياً على النمو الاقتصـــادي في كلا النموذجين، بينما يتأثر النمو الاقتصـــادي في النموذج الأول بفترة الإبطاء الثانية بشـــكل ســـلبي، أما فترة الابطاء الأولى لهذا المتغير فقد كانت غير معنوية إحصـــائياً عند مســـتوى المعنوية 5%، ولا يؤثر متغير رأس المال البشـــري في النمو الاقتصـــادي خلال الســـنة الحالية، بينما تظهر تأثيراته من خلال فترات الإبطاء التي امتدت إلى ثلاث فترات، وكان تأثيره سلبي على امتداد فترات الإبطاء الثلاثة في كلا النموذجين.

المتغيرين الأكثر أهميـة في هـذا البحـث همـا متغيري وفرة الموارد الطبيعيـة natural resources abundance، ودرجـة الاعتمـاد عليهـا natural resources dependence، وتشـــير نتـائج تقـدير النموذج الأول أن قيمة متغير وفرة الموارد الطبيعية في الســـنة الحالية تؤثر إيجابياً على النمو الاقتصـــادي خلال الأجل القصـــير وقد بلغت معلمة الانحدار لهذا المتغير ما قيمته 0.064998، وهذا يعني أن أي تغير في وفرة الموارد الطبيعية بمعدل 1% سوف يستتبع بتغير نسبته 0.06% في النمو الاقتصادي.

وفي نفس الاتجاه، ويبين الجدول أيضـــاً أن فترة الإبطاء الأولى لهذا المتغير تؤثر ســـلبياً على النمو الاقتصـــادي، وقد بلغت معلمة الانحدار لهذا المتغير ما قيمته 0.060658-، وهذا يعني أن أي تغير في وفرة الموارد الطبيعية بمعدل 1% سـوف يسـتتبع بتغير نسـبته 0.06% في النمو الاقتصـادي، وفي الاتجاه المعاكس.

ومن خلال تقديرات النموذج الثاني لهذا البحث يتبين أن متغير الاعتماد على الموارد الطبيعية لا يؤثر في النمو الاقتصادي في السنة الحالية، حيث كانت المعلمة الممثلة لهذا المتغير في هذه السنة غير معنوية إحصـــائياً عند مســـتوى المعنوية 5%، بينما يتأثر النمو الاقتصـــادي بفترتي الإبطاء الأولى والثانية لمتغير الاعتماد على الموارد الطبيعية، وقد بلغت معلمة الانحدار لفترة الإبطاء الأولى لهذا المتغير ما قيمته 2.359120.

وهذا يعني أن أي تغير في درجة الاعتماد على الموارد الطبيعية بمعدل 1% ســـوف يســـتتبع بتغير نســـبته 2.36% في النمو الاقتصـــادي، وفي نفس الإتجاه، وقد بلغت معلمة الانحدار لفترة الإبطاء الثانية لهذا المتغير ما قيمته 1.652921، وهذا يعني أن أي تغير في درجة الاعتماد على الموارد الطبيعية بمعدل 1% سوف يستتبع بتغير نسبته 1.65% في النمو الاقتصادي، وفي نفس الاتجاه.

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

Variables	Model (1)	Model (2)
C	4.130205*	2.770823*
D(LNTGDP(-1))	-	-0.237884*
D(LNTGDP(-2))	-	-0.217894*
D(LNINVS)	0.053154*	0.103907*
D(LNINVS(-1))	0.087118*	-
D(LNINVS(-2))	0.109206*	-
D(LNLABF)	0.573183*	0.452727*
D(LNLABF(-1))	-0.065883	-
D(LNLABF(-2))	-0.128183*	-
D(LNHUMN)	-0.001688	-0.023187
D(LNHUMN(-1))	-0.196154*	-0.161841*
D(LNHUMN(-2))	-0.155618*	-0.125880*
D(LNHUMN(-3))	-0.081070*	-0.073917*
D(LNNRAB)	0.064998*	-
D(LNNRAB(-1))	-0.060658*	-
D(LNNRDP)	-	0.295602
D(LNNRDP(-1))	-	2.359120*
D(LNNRDP(-2))	-	1.652921*
I_1973	0.172949*	0.210772*
I_1974	-	0.147820*
I_1997	0.133919*	-
I_2007	-0.145540*	-
I_2011	-0.357236*	-0.540084*
I_2012	-0.241430*	-
S_1973	-0.423994*	-0.363921*
S_1980	-	0.107639*
S_1987	-	-0.117243*
S_2013	-0.073239*	-0.262374*
CointEq(-1)*	**-0.713940***	**-0.388759***

* T statistic is Significant at 5% significance level

تقدير معلمات الأثر خلال الأجل الطويل باستخدام طريقة *OLS*:

يبين الجدول التالي رقم (8) نتائج تقدير انحدار التكامل المشـــترك cointegration regression بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS لمعلمات الأثر خلال الأجل الطويل long run coefficients لنموذجي البحث، ويتبين من خلال الجدول أن الاســـتثمار يمارس أثراً ســـلبياً طويل الأجل على النمو الاقتصـــادي من خلال نتائج النموذج الأول، بينما أكدت نتائج النموذج الثاني على أن هذه الآثار إيجابية، ويمارس متغيري القوى العاملة والاستثمار في رأس المال البشري آثاراً موجبة على النمو الاقتصادي خلال الأجل الطويل.

بالنظر إلى معلمات الأجل الطويل لمتغيري وفرة الموارد الطبيعية ودرجة الإعتماد عليها يلاحظ أن

متغير وفرة الموارد الطبيعية يؤثر إيجابياً على النمو الاقتصـــادي خلال الأجل الطويل، وقد بلغت قيمة معلمة الانحدار لهذا المتغير ما قيمته 0.274389، الأمر الذي يعني أن أي تغير نســـبته 1% في قيمة هذا المتغير يســـتتبع بتغير نســـبته 0.27% في النمو الاقتصـــادي، وفي نفس الاتجاه، ومن ناحية أخرى يلاحظ أن متغير الاعتماد على الموارد الطبيعية يؤثر سلبياً في النمو الاقتصادي خلال الأجل الطويل، وقد بلغت قيمة معلمة الانحدار لهذا المتغير ما قيمته 3.066502-، الأمر الذي يعني أن أي تغير نســـبته 1% في قيمة هذا المتغير يســـتتبع بتغير نســـبته 3.1% في النمو الاقتصـــادي، وفي الإتجاه المعاكس، وتجدر الإشـــارة هنا إلى أن معلمات الأجل الطويل لجميع متغيرات البحث كانت معنوية إحصـــائياً عند مستوى المعنوية 5%، وذلك في نموذجي البحث.

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

Variable	Model (1)	Model (2)
lnINVS	-0.130516*	0.438886*
lnLABF	0.303167*	0.537377*
lnHUMN	0.321583*	0.433924*
lnNRAB	0.274389*	-
lnNRDP	-	-3.066502*

* T statistic is significant at 5% significance level.

نتائج اختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى القصير والطويل:

تهدف هذه الفقرة لعرض نتائج اختبار العلاقة الســـببية causal relationship بين متغيرات البحث في الأجل القصير والأجل الطويل، ويتبين من الجدول أن جميع متغيرات البحث المستقلة بما فيها مؤشري وفرة الموارد الطبيعية ودرجة الإعتماد عليها ترتبط بعلاقة ســـببية معنوية إحصـــائياً عند مســـتوى المعنوية 5% تســـري من هذه المتغيرات كلاً على حدة، وبشـــكل جماعي jointly إلى المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي خلال الأجل الطويل، وذلك في كلا نموذجي البحث.

ويتبين من خلال اختبار العلاقة الســـببية في المدى الطويل أن متغيرات القوى العاملة والاســـتثمار في رأس المال البشري، ومؤشري وفرة الموارد الطبيعية ودرجة الإعتماد عليها ترتبط بعلاقة سببية طويلة المدى ومعنوية إحصـــائياً عند مســـتوى المعنوية 5%، تســـري من هذه المتغيرات كلاً على حدة، وبشـــكل جماعي jointly إلى المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصـــادي، وذلك في كلا نموذجي البحث، ولهذا يمكن القول أن النتائج التي تم التوصـــل لها بشـــأن مؤشـــري الموارد الطبيعية إنما تمثل علاقات ســـببية حقيقية، وليســـت مجرد تزامن احصائي في حركة البيانات.

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

Variable	Short run		Long run	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
lnINVS	*9.050745	*8.469765	2.603483	1.590791
lnLABF	*55.45028	*32.79827	5.973814*	5.746123*
lnHUMN	*13.74793	*8.936352	5.831680*	9.288343*
lnNRAB	*9.140174	-	5.454160*	-
lnNRDP	-	*7.512364	-	19.65382*

* Test statistic is significant at 5% significance level.

الاختبارات التشخيصية للنموذجين القياسيين المقدرين:

يبين الجدولان التاليان رقمي (10)، و(11) نتائج الاختبارات التشخيصية diagnostic tests التي أجريت للتحقق من مدى توفر الافتراضات التي يقوم عليها كلا النموذجين القياسيين الذين تم تقديرهما في هذا البحث، ويمكن عرض هذه النتائج في الآتي:

أولاً: الاختبارات التشخيصية لنموذج *augmented ARDL*:

يتبين من خلال اختبار Jarque–Bera أن بواقي الانحدار regression residuals في كلا النموذجين القياسيين المقدرين تتبعان التوزيع الطبيعي normal distribution، حيث كانت قيمة إحصاءة الاختبار في كلا النموذجين غير معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني قبول فرض العدم القاضي باتباع سلسلة البواقي للتوزيع الطبيعي null hypotheses of normality، ويتبين من خلال الجدول أيضاً أن نتائج اختبار Breusch–Godfrey serial correlation LM Test قد أكدت على خلو سلسلة البواقي من مشكلة الارتباط المتسلسل serial correlation، حيث كانت إحصاءة LM statistic المستخدمة في هذا الإختبار غير معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني قبول فرض العدم القاضي بعدم معاناة بواقي الانحدار من هذه المشكلة.

وأكدت نتائج اختباري Breusch–Pagan–Godfrey heteroskedasticity test , ARCH كذلك على أن بواقي الانحدار regression residuals خالية من مشكلتي عدم تجانس التباين heteroskedasticity، وعدم تجانس التباين الشرطي conditional heteroskedasticity، وقد تم التحقق من هذه النتائج كذلك من خلال إحصاءات الاختبارين اللتين كانتا غير معنويتان إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني قبول فرض العدم القاضي بخلو بواقي الانحدار من هاتين المشكلتين، وتؤكد نتائج اختبار Ramsey RESET test الذي يستخدم لاختبار خاصية التوصيف للنماذج القياسية على أن نموذج البحث قد تم توصيفه بشكل جيد.

وأنه خال من مشكلات سوء التوصيف misspecification، وقد تم التحقق من ذلك من خلال

إحصـاءة F لهذا الإختبار التي كانت غير معنوية إحصـائياً عند مسـتوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني قبول فرض العدم القاضي بأن نموذجي البحث قد تم توصيفهما بشكل جيد.

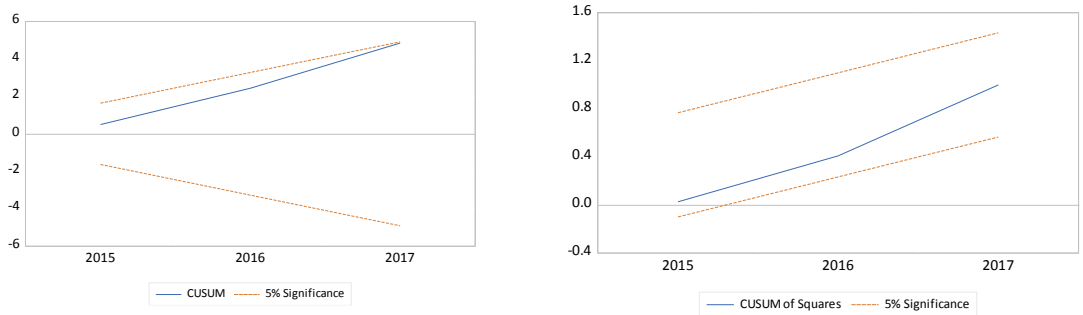
الجدول رقم (10): الاختبارات التشخيصية لنموذج *augmented ARDL*

Tests	Model (1)	Model (2)
Jarque-Bera normality test	0.012410*	1.039194*
Breusch-Godfrey serial correlation LM Test	1.782041*	3.532507*
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test	34.65573*	18.75082*
ARCH test	1.301882*	0.019352*
(F-statistic) Ramsey RESET Test	0.079079*	0.084341*

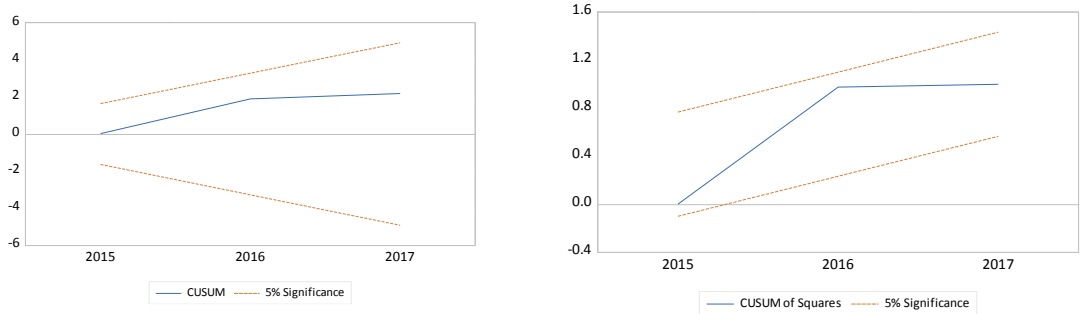
* P-Value is more than 5%.

من ناحية أخرى وبالنظر للشـكل التالي رقم (2) يتضـح أن هيكلا نموذجي البحث مسـتقران stable، وقد تم التحقق من ذلك من خلال نتائج اختباري CUSUM, CUSUN of squares حيث اسـتخدم اختبار CUSUM للتحقق من اسـتقرار هيكلي نموذجي البحث على مسـتوى الحد الثابت intercept، واستخدم اختبار CUSUM of squares للتحقق من استقرار هيكلي نموذجي البحث على مستوى التباين variance، حيث وقع المنحنى الممثل لإحصـاءات الاختبار في كلا النموذجين القياسـيين المقدرين بين الحدين الحرجين عند مستوى المعنوية 5%.

يتضـح مما سـبق أن نموذجي AARDL الذين تم تقديرهما في هذا البحث يتسـمان بالكفاءة والجودة، وأنهما خاليان من المشكلات القياسية، وأنه يمكن الاستئناس لنتائجهما لتشكيل سياسات اقتصادية فاعلة في هذا المجال.



Model (1)



Model (2)

الشكل رقم (2): اختبارات استقرار هيكلي النموذجين القياسيين المقدرين

ثانياً: الاختبارات التشخيصية لنموذج *augmented VAR*:

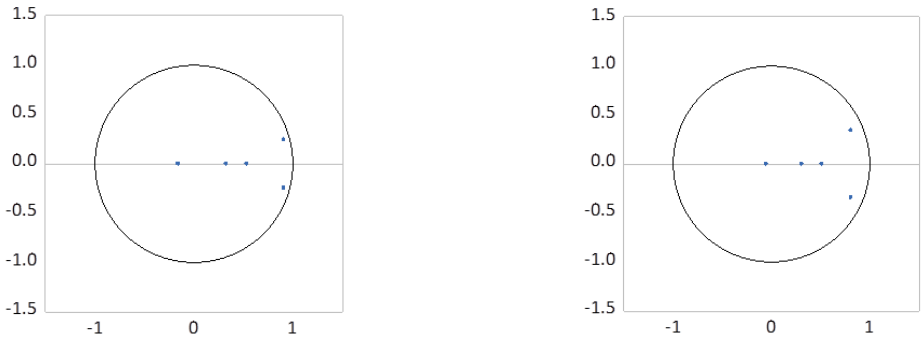
يبين الجدول التالي رقم (11) نتائج اختبار سلاسل البواقي لنموذجي متجه الانحدار الذاتي المطور AVAR المستخدمين في اختبار العلاقة السببية بين متغيرات البحث في المدى الطويل، ويتبين من خلال اختبار Jarque–Bera normality test أن بواقي الانحدار لنموذجي البحث تتبعان التوزيع الطبيعي normally distributed، ويتبين من خلال نتائج اختبار VAR residual serial correlation LM Tests (Rao F–sta) أن بواقي الانحدار لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، وأكدت نتائج اختبار VAR residual heteroskedasticity tests –levels and squares (Chi–sq) من ناحية أخرى على خلو سلاسل البواقي لنموذج VAR من مشكلة عدم تجانس التباين، وتدل هذه النتائج على عدم معاناة نموذج AVAR من أي مشكلات قياسية تتصل بسلاسل البواقي.

الجدول رقم (11): الاختبارات التشخيصية لنموذج *augmented VAR*

Tests	Model (1)	Model (2)
Jarque-Bera normality test	15.90633*	13.61671*
VAR Residual Serial Correlation LM Tests (Rao F-stat)	1.304219*	1.075217*
VAR Residual Heteroskedasticity Tests -Levels and Squares (Chi-sq)	416.8405*	539.6601*

* P-Value is more than 5%.

يبين الشكل التالي رقم (3) نتائج اختبار الجذور المعكوسة لمعادلة الانحدار الذاتي inverse roots of AR characteristic polynomial، الذي يختص بالتحقق من مدى استقرار هيكلي النموذجين القياسيين المقدرين، وبالنظر للشكل يلاحظ أن جذور معادلة الانحدار الذاتي في كلا النموذجين قد وقعت جميعها داخل الدائرة الممثلة للوحدة، وبالتالي فليس في هاتين المعادلتين أي جذر أحادي، الأمر الذي يعني أن هيكلي هذين النموذجين مستقرين.



الشكل رقم (3): اختبارات استقرار هيكلي النموذجين القياسيين المقدرين

مناقشة نتائج البحث:

إذا كانت وفرة الموارد الطبيعية لأي بلد من البلدان أمراً محموداً، فإن فرط الإعتماد على هذا النوع من الموارد من الممكن أن يكون عاملاً مثبطاً لمسيرة النمو والتنمية في تلك البلاد، وتستمد هذه الرؤيا جذورها من فرضية لعنة الموارد resource curse، أو المرض الهولندي dutch disease كما يسميه البعض، وقد استهدف هذا البحث التحري عما إذا كان الاقتصاد الليبي مصاباً بمثل هذا النوع من الظواهر، وتتبع أهمية ذلك كما تمت الإشارة إليه سابقاً من الطبيعة الريعية للاقتصاد الليبي، واعتماده المفرط على الموارد الطبيعية المتمثلة في قطاع النفط والغاز، ومن خلال النتائج التي تم التوصل لها في هذا الإطار، والتي تم عرضها آنفاً، يتضح أن الاقتصاد الليبي عاني بشكل واضح من هذه الظاهرة، حيث أوضح تحليل الارتباط بين متغيرات البحث أن الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي في ليبيا يرتبط بعلاقة ايجابية مع مؤشر وفرة الموارد الطبيعية natural resources abundance، بينما يرتبط عكسياً مع مؤشر الإعتماد على هذه الموارد natural resources dependence.

وقد اتضح من خلال نتائج تقدير معلمات الأثر خلال الأجل القصير أن مؤشر وفرة الموارد الطبيعية يؤثر إيجابياً على النمو الاقتصادي خلال السنة الحالية، ولكن تأثيره على النمو الاقتصادي في السنة التالية يكون في الإتجاه العكسي، وتبدوا العلاقة الموجبة بين مؤشر وفرة الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي في ليبيا منطقية، ومتوافقة مع ما تم طرحه من خلال الأدبيات السابقة في هذا الموضوع، أما العلاقة السالبة المتحققة خلال السنة التالية فإنها قد تفسر ببعض الأضرار التي تتحقق نتيجة لوفرة الموارد الطبيعية، المتمثلة في بعض ممارسات الفساد، ومزاحمة ريع النفط oil rent للمصادر الأخرى للنمو الاقتصادي، وتثبيطه للأنشطة الاقتصادية الأخرى، ويبدوا أن هذه الآثار لا تظهر في السنة الأولى، أما خلال الأجل الطويل حيث تبدأ قناة الاستثمار وبعض القنوات الأخرى التي تحكم طبيعة تأثير ريع الموارد النفطية على النمو الاقتصاي في العمل فإن العلاقة بين وفرة الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي في ليبيا تتحول إلى الإتجاه الموجب، وهذا ما أكدته نتائج تقدير معلمات الأثر خلال الأجل الطويل، التي تم عرض نتائجها آنفاً، وتتوافق هذه النتائج مع ما توصل له Gylfason & Zoega (2006) ; Ampofo et al. (2020)، وتختلف في ذلك مع ما توصل له Arezki & Van der Ploeg (2011) في هذا الإطار.

مؤشر الإعتماد على الموارد الطبيعة الممثل الأكثر أهمية لظاهرة لعنة الموارد ارتبط سلبياً مع النمو الاقتصادي في ليبيا، وقد جاءت آثاره على النمو الاقتصادي موجبة خلال الأجل القصير، أما خلال الأجل الطويل فقد أشارت نتائج تقدير معلمات الأثر واختبارات العلاقة السببية لهذا المؤشر إلى ممارسته لآثار سلبية مثبطة لمعدلات النمو الاقتصادي في البلاد، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت له العديد من الدراسات السابقة في هذا المجال، منها دراسات كل من:

Gylfason & Zoega (2006) ; Arezki & Van der Ploeg (2011) ; Olayungbo (2019) ; Ampofo et al. (2020).

تفسر هذه النتائج في حالة الاقتصاد الليبي بمسألة ارتباط ريع النفط باقتصاديات القطاع العام، التي أنتجت حالات من البيروقراطية، وعدم الكفاءة في إدارة الفوائض النفطية، إضافة إلى حالات الفساد، ومزاحمة ريع النفط لبقية الموارد الاقتصادية، الأمر الذي نتج عنه حالة من الركود في إسهام تلك الموارد النفطية في الدفع بعجلة النمو الاقتصادي إلى الأمام، وما أدى إليه ذلك من تثبيط معدلات النمو في الاقتصاد الليبي على هذا النحو.

الخلاصة:

هدف هذا البحث بشكل عام للتحقق من مدى انطباق فرضية لعنة الموارد resource curse على حالة الاقتصاد الليبي، وقد قام البحث على بيانات سنوية عن الفترة 1962-2017، وتبنى الإطار النظري لدالة الإنتاج Cobb-Douglas، واستخدم نسبة الصادرات النفطية لاجمالي السكان per capita oil exports كمؤشر على وفرة الموارد الطبيعية natural resources abundance، ونسبة الصادرات النفطية إلى اجمالي الصادرات كمؤشر على درجة الإعتماد على هذه الموارد الطبيعية natural resources dependence، ومن خلال الإعتماد على تحليل الارتباط، ونموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة المطور augmented ARDL، واختبارات السببية المعتمدة على نموذج تصحيح الخطأ ECM based non-Granger causality tests تم التوصل إلى جملة من النتائج، يمكن حوصلتها في نقطتين أساسيتين:

تتمثل الأولى في أن عامل وفرة الموارد الطبيعية natural resources abundance يؤثر إيجابياً في النمو الاقتصادي في ليبيا خلال المدى الطويل، وتتمثل الأخرى في أن العامل الممثل لدرجة الإعتماد على الموارد الطبيعية natural resources dependence يؤثر سلبياً في النمو الاقتصادي في ليبيا على المدى الطويل، وقد اتضح ذلك جلياً من خلال تحليل الارتباط، واختبارات التكامل المشترك، وانحدار التكامل المشترك، واختبارات السببية، ويمكن تلخيص هذه النتائج في جملة واحدة، وهي انطباق فرضية لعنة الموارد على حالة الاقتصاد الليبي، فبالرغم من أن وفرة الموارد الطبيعية تؤثر إيجابياً على النمو الاقتصادي في ليبيا فإن فرط الإعتماد عليها يعمل على تثبيط معدلات النمو الاقتصادي في البلاد في المدى الطويل.

قائمة بالمراجع المستخدمة:

أولا: المراجع العربية:

1. المجلس الوطني للتطوير الاقتصادي. (2020). قاعدة البيانات الاحصائية. طرابلس.
2. الهيأة العامة للمعلومات والاتصالات (2007)، قطاع الإحصاء والتعداد، السلسلة الزمنية لإحصاءات التجارة الخارجية خلال السنوات 1954-2003.
3. الهيأة العامة للمعلومات والاتصالات. قطاع الاحصاء والتعداد. ملخص احصاءات التجارة الخارجية، 2005، 2006، 2008، 2010، 2012، 2014، 2017.
4. الهيأة الوطنية للبحث العلمي. مركز بحوث العلوم الاقتصادية. البيانات الاقتصادية والاجتماعية في ليبيا عن الفترة 1962-2006. بنغازي. ليبيا، 2010.
5. الهيأة الوطنية للبحث العلمي. مركز بحوث العلوم الاقتصادية. قاعدة البيانات الاحصائية. بنغازي. ليبيا. http://www.erc.ly
6. مجلس التخطيط العام، إدارة الخطط والبرامج، المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية 1962-2000. طرابلس/ليبيا.
7. مصرف ليبيا المركزي. النشرة الاقتصادية. المجلد 51-الربع الرابع. 2014.
8. مصرف ليبيا المركزي. النشرة الاقتصادية. المجلد 57-الربع الرابع. 2017.
9. وزارة التخطيط. (2014). الإدارة العامة للحسابات القومية. نشرة الحسابات القومية 2007-2012.
10. وزارة التخطيط. (2019). الإدارة العامة للحسابات القومية. قاعدة البيانات الاحصائية 2012-2017.
11. وزارة التخطيط. المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية 2000-2012.

ثانيا: المراجع الانجليزية:

1. Aljarallah, R. A. (2021). An assessment of the economic impact of natural resource rents in kingdom of Saudi Arabia. Resources Policy, 72, 102070.

2. 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).

3. Antonakakis, N., Cunado, J., Filis, G., & De Gracia, F. P. (2017). Oil dependence, quality of political institutions and economic growth: A panel VAR approach. Resources Policy, 53, 147-163.

4. Apergis, N., & Payne, J. E. (2014). The oil curse, institutional quality, and growth in MENA countries: Evidence from time-varying cointegration. Energy Economics, 46, 1-9.

5. Arezki, R., & Brückner, M. (2011). Oil rents, corruption, and state stability: Evidence from panel data regressions. European Economic Review, 55(7), 955-963.

6. Arezki, R., & Van der Ploeg, F. (2010). Trade policies, institutions and the natural resource curse. Applied Economics Letters, 17(15), 1443-1451.

7. Arezki, R., & Van der Ploeg, F. (2011). Do natural resources depress income per capita?. Review of Development Economics, 15(3), 504-521.

8. Arin, K. P., & Braunfels, E. (2018). The resource curse revisited: A Bayesian model averaging approach. Energy Economics, 70, 170-178.

9. Belaid, F., Dagher, L., & Filis, G. (2021). Revisiting the resource curse in the MENA region. Resources Policy, 73, 102225.

10. Ben-Salha, O., Dachraoui, H., & Sebri, M. (2018). Natural resource rents and economic growth in the top resource-abundant countries: a PMG estimation. Resources Policy, 101229.

11. Bhattacharyya, S., & Hodler, R. (2010). Natural resources, democracy and corruption. European Economic Review, 54(4), 608-621.

12. Bilen, C & Huzurbazar, S. (2002). Wavelet-Based Detection of Outliers in Time Series. Journal of Computational and Graphical Statistics, 11(2), 311-327.

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

14. Cavalcanti, T. V. D. V., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2011). Growth, development and natural resources: New evidence using a heterogeneous panel analysis. The Quarterly Review of Economics and Finance, 51(4), 305-318.

15. Damette, O & Seghir, M (2018). Natural resource curse in oil exporting countries: A nonlinear approach. International Economics, 156, 231-246.

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

17. Gylfason, T., & Zoega,. (2006). Natural resources and economic growth: The role of investment. World Economy, 29(8), 1091-1115.

18. Harb, N. (2009). Oil exports, non-oil GDP, and investment in the GCC Countries. Review of Development Economics, 13(4), 695-708.

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

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

21. 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.

22. 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.

23. 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.

24. 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).

25. Li, Z., Rizvi, S. K. A., Rubbaniy, G., & Umar, M. (2021). Understanding the dynamics of resource curse in G7 countries: The role of natural resource rents

and the three facets of financial development. Resources Policy, 73, 102141.

26. 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.

27. Mehar, M. R., Hasan, A., Sheikh, M. A., & Adeeb, B. (2018). Total natural resources rent relation with economic growth: the case of Pakistan and India. European Journal of Economic and Business (ISSN-2456-3900), 3(03).

28. Mohamed, N. M. A. (2018). The Development role of GCC Foreign Trade under Resources Curse, Openness and Institutional Quality. Arab Economic and Business Journal, 13(2), 209-219.

29. Mohammed, J. I., Karimu, A., Fiador, V. O., & Abor, J. Y. (2020). Oil revenues and economic growth in oil-producing countries: The role of domestic financial markets. Resources Policy, 69, 101832.

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

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

32. 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.

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

34. Papyrakis, E., & Gerlagh, R. (2007). Resource abundance and economic growth in the United States. European Economic Review, 51(4), 1011-1039. G

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

36. 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.

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

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

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

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

41. Taguchi, H., & Lar, N. (2016). The resource curse hypothesis revisited: Evidence from Asian economies. Bulletin of Applied Economics, 3(2), 31.

42. Tiba, S. (2020). The Oil Abundance and Oil Dependence Scenarios: the Bad and the Ugly?. Environmental Modeling & Assessment, 1-12.

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

44. UN, United Nations, Statistical Database, http://www.data.un.org

45. WB, World Bank Database: https://www.data.worldbank.org