



African Journal of Advanced Pure and Applied Sciences (AJAPAS)

Online ISSN: 2957-644X

Volume 3, Issue 3, 2024, Page No: 568-574

Website: <https://aaasjournals.com/index.php/ajapas/index>

(1.55): 2023 معامل التأثير العربي SJIFactor 2023: 5.689 ISI 2022-2023: 0.557
Special issue: First Libyan Conference on Technology and Innovation (LCTI-2024), Benghazi, Libya

استخدام الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي المستدام في الدول العربية النفطية دليل تجريبي من المملكة العربية السعودية

د. حسين فرج الحويج*

قسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد، جامعة المرقب، ليبيا

Renewable Energy Consumption and Sustainable Economic Growth in the Arab Oil-Producing Countries Empirical Evidence from Saudi Arabia

Hussen Faraj Alhwij*

Department of Economics, Faculty of Economics, Elmergib University, Libya

*Corresponding author: hussen.alhwij@elmergib.edu.ly

Received: March 01, 2024

Accepted: May 05, 2024

Published: May 30, 2024

المخلص

هدف هذا البحث لقياس أثر استخدام الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي المستدام في المملكة العربية السعودية، وقد استخدم البحث بيانات سلاسل زمنية امتدت خلال الفترة 1991-2020، ووظف لتقدير العلاقة بين متغيراته في الأجلين القصير والطويل نموذج ARDL، وقد بينت النتائج أن استخدام الطاقات المتجددة يؤثر في النمو الاقتصادي المستدام سلبياً خلال الأجل القصير، بينما كان هذا التأثير إيجابياً خلال الأجل الطويل.

الكلمات المفتاحية: الطاقات المتجددة، النمو الاقتصادي المستدام، المملكة العربية السعودية.

تصنيف JEL: Q43، O13، O44، C22.

Abstract

The main aim of this study was to investigate the nature of the relationship between renewable energy consumption and sustainable economic growth in Saudi Arabia. To achieve its objective, the study used time series data covering the period 1991-2020. In addition, it utilized ARDL model. The main findings of the study indicated a negative impact of renewable energy consumption on sustainable economic growth in the short run. However, renewable energy consumption influenced sustainable economic growth positively in the long run.

Keywords: renewable energy, sustainable economic growth, Saudi Arabia.

JEL classification: Q43, O13, O44, C22.

1. المقدمة introduction:

لقد صار لمصادر الطاقات المتجددة renewable energy sources أهمية كبيرة في خارطة استخدام الطاقة على المستوى العالمي خلال السنوات الأخيرة (Chen et al., 2020)، ويعود ذلك لما ينطوي عليه استخدام الطاقات المتجددة من دور بارز في التقليل من انبعاثات الغازات الدفيئة greenhouse gases، الأمر الذي يتوافق والأهداف البيئية التي تنتشدها مخططات التنمية المستدامة التي صارت أغلب دول العالم تتطلع إلى تحقيقها.

الدراسات السابقة التي تناولت قضية استخدام الطاقات المتجددة ركزت على تأثيرها على النمو الاقتصادي بمفهومه التقليدي، الذي يقوم على النمو في الناتج المادي للاقتصاد، بغض النظر عما إذا كان هذا النمو مصحوباً بمعدلات متزايدة من التلوث البيئي، وإذا ما تم النظر لحالة الدول المنتجة للنفط ومنها الدول العربية فيبدو جلياً أن الاعتماد على مصادر الطاقة الأحفورية Fossil fuel energy sources في عمليات الإنتاج يصاحب عادة بمعدلات كبيرة من التلوث البيئي، ولهذا كله فإن الناتج المادي للاقتصاد ممثلاً في الناتج المحلي الإجمالي GDP مثلاً لا يعد مقياساً جيداً للنمو الاقتصادي المستدام sustainable economic growth، ولهذا فإن الثغرة البحثية التي يقوم عليها هذا البحث إنما تتمثل في عدم وجود دراسات سابقة ربطت بين استهلاك الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي المستدام.

يمكن تقسيم الدراسات السابقة التي عالجت موضوع العلاقة بين استخدام الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي إلى قسمين، شمل الأول عينات كبيرة من الدول، واقتصرت الثانية على حالات لدول فردية، ومن الدراسات التي تناولت عينات كبيرة من الدول ما قام به (Bhattacharya et al. (2016 في دراستهم التي هدفت لقياس أثر استهلاك الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي في 38 دولة من الدول الأكثر استخداماً للطاقات المتجددة *major renewable energy consuming countries*، وتوصلت إلى وجود أثر موجب طويل الأجل لاستهلاك الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي، ومنها أيضاً دراسة (Ahmed & Shimada (2019 التي هدفت لقياس العلاقة بين استهلاك الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي في عينة من الدول النامية، وتوصلت من خلال استخدام طريقتي Panel FMOLS, Panel DOLS لوجود أثر موجب لاستهلاك الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي في المدى الطويل، ومن هذه الدراسات أيضاً ما قام به كل من (Shahbaz et al. (2020 في دراستهم التي هدفت لقياس أثر استهلاك الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي في 38 دولة من الدول الأكثر استخداماً للطاقات المتجددة *major renewable energy consuming countries*، والتي توصلت إلى وجود أثر موجب لاستهلاك الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي لما نسبته 58% من الدول عينة البحث.

من الدراسات التي تناولت حالات فردية من الدول ما قام به (Ocal & Aslan (2013 في دراستهم التي هدفت لاختبار العلاقة السببية بين استهلاك الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي في تركيا، والتي توصلت لوجود أثر سالب لاستهلاك الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي، لا يقابله علاقة سببية بينهما في المدى الطويل، وفي دراسة أخرى هدفت لقياس العلاقة بين استهلاك الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي في الصين توصل (Lin & Moubarak (2014 لوجود علاقة سببية متبادلة بين استهلاك الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي.

تناولت بعض الدراسات السابقة الحالة الخاصة للمملكة العربية السعودية، ومن هذه الدراسات ما قام به (Alshehry & Belloumi (2015 في دراستهما التي هدفت لتحليل ديناميكيات العلاقة السببية بين استهلاك الطاقات المتجددة وأسعار الطاقة والنمو الاقتصادي، وتوصلت لوجود علاقة سببية في المدى الطويل تسري من استهلاك الطاقات المتجددة إلى النمو الاقتصادي، وفي دراسة أخرى هدفت لتحري طبيعة العلاقة بين النمو الاقتصادي والطاقة الخضراء *green energy* والجودة البيئية *Environmental quality* في المملكة العربية السعودية توصل (Kahia et al. (2021 إلى أن استهلاك الطاقة المتجددة لا يعلق الفجوة بين النمو الاقتصادي والمتطلبات البيئية، حيث بينت اختبارات العلاقة السببية أن النمو الاقتصادي يسبب استهلاك الطاقات المتجددة وليس العكس، وتوصل (Waheed et al. (2020 في دراسة أخرى عن المملكة لوجود أثر موجب لاستهلاك الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي عند مستوى المعنوية 10%.

من الدراسات السابقة من ربطت بين استخدام الطاقات المتجددة والتدهور البيئي، ومن ذلك دراسة (Kahia et al. (2020 التي هدفت لقياس أثر النمو الاقتصادي واستهلاك الطاقات المتجددة على كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون CO_2 في المملكة العربية السعودية، وتوصلت في ذلك إلى أن استهلاك الطاقات المتجددة يمارس أثراً ضعيفاً يؤدي لتخفيض درجة التدهور البيئي.

تجدر الإشارة هنا إلى أن بعض الدراسات السابقة في هذا المجال قد اتخذت منحى آخر، يقوم على وجود عتبة *threshold* لتأثير استخدام الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي، ومن ذلك ما قام به كل من (Chen et al. (2020 في دراستهم التي شملت عينة من 105 دولة، وتوصلت إلى أن استهلاك الطاقات المتجددة يؤثر إيجابياً على النمو الاقتصادي في تلك الدول فقط حينما يتجاوز استهلاك الطاقات المتجددة عتبة معينة، ويكون التأثير تحت هذه العتبة سالب.

يتبين مما سبق أن الدراسات السابقة التي عالجت قضية العلاقة بين استخدام الطاقات المتجددة والنمو الاقتصادي قد ركزت على استخدام المؤشرات التقليدية للنمو الاقتصادي، ويتمثل الإسهام العلمي لهذا البحث في استخدام مؤشر للنمو الاقتصادي المستدام، وربطه بمعادلات استخدام الطاقات المتجددة، ويمثل هذا البحث دراسة حالة للمملكة العربية السعودية، البلد الأكبر في مجال إنتاج النفط على المستوى العربي، والأكثر تعرضاً بالتالي لمصادر التلوث البيئي، وتتمثل إشكالية البحث بناءً على ما سبق في سؤال مفاده "ما أثر استخدام الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي المستدام في المملكة العربية السعودية؟"، ويتمثل هدف البحث بالتالي في "قياس أثر استخدام الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي المستدام في المملكة العربية السعودية".

2. منهجية البحث *Research methodology*:

ينطلق البحث من النموذج النظري لدالة الإنتاج Cobb-Douglass التي تعد الإطار التجريبي الأكثر استخداماً لدراسة محددات النمو الاقتصادي، ويمكن عرض هذه الدالة في الشكل التالي:

$$Q = AK^\alpha L^\beta \quad (1)$$

تمثل Q الناتج الكلي، وتمثل A حداً ثابتاً يمثل المستوى التكنولوجي السائد في الاقتصاد، وتمثل K رأس المال المادي، ويمثل L عنصر العمل، وتمثل α, β المرونات الجزئية *Partial elasticities* لمتغيري النموذج، وسيتم تحويل هذه الدالة للشكل الخطي عن طريقة التحويل اللوغاريتمي *Logarithmic transformation*، وذلك كالآتي:

$$\ln Q = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L \quad (2)$$

استخدم البحث مؤشر إنتاجية الكربون Carbon productivity كمتغير تابع، وللدلالة على النمو الاقتصادي المستدام، ويحتسب هذا المؤشر بناءً على ما اقترحه Long et al. (2020) بقسمة الناتج المحلي الإجمالي GDP على كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون CO₂، واستخدم البحث الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (100=2015) مقوماً بملايين الدولارات الأمريكية، وتم الحصول على البيانات الخاصة به من قاعدة البيانات الإحصائية لمؤتمر الأمم المتحدة للتجارة والتنمية UNCTAD، واستخدم كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون CO₂، بملايين الأطنان المترية، وتم التحصل على البيانات الخاصة بها من قاعدة البيانات الإحصائية للبنك الدولي WB، وقد تم استخدام الرمز CRBN للدلالة على النمو الاقتصادي المستدام الممثل للمتغير التابع في هذا البحث.

المتغيرات المستقلة التي استخدمها هذا البحث تمثلت في رأس المال المادي الذي تم الاستدلال عليه من خلال مؤشر التكوين الرأسمالي الثابت الحقيقي (100=2015) مقوماً بملايين الدولارات الأمريكية، وتم الحصول على البيانات الخاصة بهذا المؤشر من قاعدة البيانات الإحصائية لمؤتمر الأمم المتحدة للتجارة والتنمية UNCTAD، وتم استخدام الرمز INVS للدلالة عليه، واستخدم البحث عدد العمال بالملايين مؤشراً لعنصر العمل، وتم التحصل على البيانات الخاصة به من قاعدة البيانات الإحصائية للبنك الدولي WB، وتم استخدام الرمز LABF للدلالة عليه.

استخدم البحث معدل استخدام الطاقات المتجددة كنسبة من إجمالي الاستخدام النهائي للطاقة Renewable energy consumption (% of total final energy consumption) كمؤشر لمتغير استخدام الطاقات المتجددة، الذي تم إضافته لدالة Cobb-Douglas المبينة بالمعادلة (1)، وتم التحصل على البيانات الخاصة به من قاعدة البيانات الإحصائية للبنك الدولي WB، وتم استخدام الرمز RECN للدلالة عليه، وقد استخدم البحث بيانات امتدت عبر الفترة 1991-2020.

بناءً على ما سبق يمكن إعادة كتابة النموذج الرياضي للبحث المبين بالمعادلة رقم (2) كالآتي:

$$\ln CRBN = \alpha \ln INVS + \beta_1 \ln LABF + \beta_2 \ln RECN \quad (3)$$

يستخدم البحث نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL لتقدير النموذج النظري الموضح بالمعادلة رقم (3)، وذلك نظراً لما يتميز به هذا النموذج من مزايا، أهمها كفاءته في حالة العينات الصغيرة، ويمكن إعادة كتابته بالمعادلة رقم (3) وفقاً لنموذج ARDL كالآتي:

$$\Delta(\ln CRBN_t) = C + \lambda \ln CRBN_{t-1} + \eta \ln INVS_{t-1} + \theta \ln LABF_{t-1} + \nu \ln RECN_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta(\ln CRBN_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta(\ln INVS_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta(\ln LABF_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{4i} \Delta(\ln RECN_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

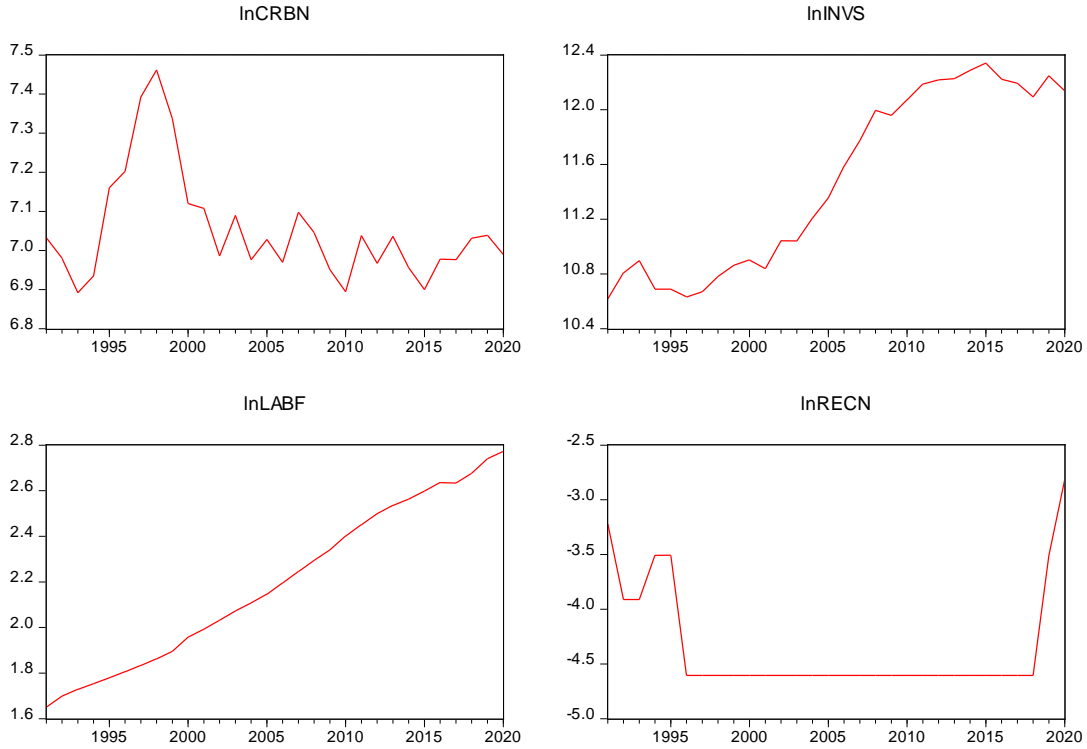
تمثل λ معلمة تصحيح الخطأ error correction coefficient، وتمثل η, θ, ν معاملات الأثر في الأجل الطويل Long run coefficients، وتمثل $a_{1i} \rightarrow a_{4i}$ معاملات الأثر خلال الأجل القصير Short run coefficients، ويمثل ε_t حد الخطأ العشوائي.

3. النتائج والمناقشة Results and discussion

3.1. خصائص السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

3.1.1. الرسم البياني للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الشكل التالي رقم (1) الرسم البياني للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، ويتضح من الرسم أن السلسلتين الزمئيتين للمتغيرين $\ln INVS$, $\ln LABF$ تحويان اتجاهات عاماً موجبة positive trend، ويبدوا الاتجاه العام غير واضح بالنسبة للمتغيرين الآخرين، كما يلاحظ وجود حد ثابت في السلاسل الأربعة، وسيتم أخذ هاتين النقطتين بعين الاعتبار عند اختيار نماذج اختبارات جذر الوحدة، ويلاحظ من ناحية أخرى وجود العديد من التغيرات الهيكلية structural breaks، في السلاسل الأربعة، تبدوا بشكل واضح جداً في السلسلتين الزمئيتين للمتغيرين $\ln CRBN$, $\ln RECN$ ، وتتنوع هذه التغيرات الهيكلية بين انتقالات في الحد الثابت Location shift، وصددمات على مستوى الاتجاه العام trend breaks، وسيتم أخذ هذه الخاصية بعين الاعتبار عند اختيار اختبار جذر الوحدة الذي سيتم استخدامه، بحيث سيتم استخدام أحد الاختبارات التي تأخذ بعين الاعتبار وجود تغيرات هيكلية في السلاسل الزمنية.



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

3.1.2 الخصائص الاحصائية الوصفية للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الجدول التالي رقم (1) أهم المؤشرات الاحصائية الوصفية للبيانات الممثلة للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، ويتضح من الجدول أن الوسط الحسابي للمتغيرات lnCRBN، lnINVS، lnLABF و lnREC قد بلغ ما قيمته 7.052400، 11.48634، 2.196843 و -4.343164، وذلك على التوالي.

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

| | LNCRBN | LNINVS | LNLABF | LNREC |
|--------------|----------|------------|------------|-----------|
| Mean | 7.052400 | 11.48634 | 2.196843 | -4.343164 |
| Maximum | 7.462071 | 12.34201 | 2.772285 | -2.813411 |
| Minimum | 6.891891 | 10.61710 | 1.650835 | -4.605170 |
| Std. Dev. | 0.139547 | 0.660717 | 0.355081 | 0.513761 |
| Jarque-Bera | 15.78430 | 3.822957** | 2.342951** | 16.83298 |
| Observations | 30 | 30 | 30 | 30 |

بمقارنة الوسط الحسابي لهذه المتغيرات بالقيم العظمى والقيم الصغرى للبيانات يتضح أن البيانات لا تحوي قيماً متطرفة، حيث كانت الفروق بين الوسط الحسابي والقيم العظمى والقيم الصغرى صغيرة جداً ولم تتجاوز ما قيمته 1.529753، وذلك في الفرق بين الوسط الحسابي والقيمة العظمى للمتغير lnREC، وتنعكس هذه الحقيقة في قيمة الانحراف المعياري Standard deviation المقياس الأشهر للتشتت، الذي كانت قيمته أصغر من الواحد الصحيح في كل السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، الأمر الذي يعني أن البيانات لا تعاني تشتتاً كبيراً حول المتوسط الحسابي، الأمر الذي يعني إمكانية توفيق العلاقات بينها بكفاءة عبر تحليل الانحدار.

بالنظر لنتيجة اختبار JB للتوزيع الطبيعي نجد أن البيانات الخاصة بالمتغيرين lnLABF، lnINVS موزعة طبيعياً، بينما لا تتبع السلسلتين الأخرين التوزيع الطبيعي، وقد بلغ عدد مشاهدات السلاسل الزمنية الأربعة 30 مشاهدة، الأمر الذي يتوافق والقيم الحرجة المتاحة لنموذج ARDL، وكذلك فإن عدم وجود قيم مفقودة في البيانات يجعل التقدير القياسي للعلاقة بين متغيرات البحث أمراً يتوافق مع أغلب نماذج القياس الاقتصادي.

3.1.3 اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث:

يبين الجدول التالي نتائج اختبار LS لجذر الوحدة الذي يأخذ في الاعتبار وجود تغيرين هيكليين غير معروفين التاريخ في السلاسل الزمنية Two unknown structural breaks، وباستخدام النموذج الثاني لهذا الاختبار break model الذي

يأخذ في الاعتبار وجود تغيرات هيكلية في الحد الثابت والاتجاه العام، فإن النتائج تبين أن السلسلتين الزمئيتين للمتغيرين $\ln INVS$, $\ln RECN$ ساكنتين عند المستوى $Stationary at level$ ، وهما بالتالي متكاملتين من الدرجة صفر $integrated at order zero$ ، وأن السلسلتين الزمئيتين للمتغيرين $\ln CRBN$, $\ln LABF$ ساكنتين بعد أخذ الفرق الأول $integrated at order one$ ، وهما بالتالي متكاملتين من الدرجة الأولى $Stationary at first difference$.

الجدول (2): اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية لمتغيرات البحث.

| Variables | Test statistic | Critical value (5%) | Decision |
|------------------|----------------|---------------------|-----------------|
| LNCRBN | -5.969318 | -6.312000 | Non- stationary |
| LNINVS | -6.433742 | -6.175000 | Stationary |
| LNLABF | -5.269333 | -6.175000 | Non- stationary |
| LNRECN | -22.49758 | -5.917000 | Stationary |
| D(LNCRBN) | -10.24171 | -6.312000 | Stationary |
| D(LNINVS) | - | - | - |
| D(LNLABF) | -7.660591 | -6.152000 | Stationary |
| D(LNRECN) | - | - | - |

2.3. نتائج تقدير نموذج ARDL:

يبين الجدول التالي رقم (3) نتائج تقدير نموذج ARDL الذي تم استخدامه لتقدير العلاقة بين متغيرات البحث، ويبين القسم الأول من الجدول نتائج اختبار الحدود $bounds test$ للتكامل المشترك، ويتبين من نتائج الاختبار ارتباط متغيرات البحث المستقلة بشكل مشترك $jointly$ بعلاقة توازنية في الأجل الطويل $long run equilibrium relationship$ مع المتغير التابع المتمثل في النمو الاقتصادي المستدام، ويتضح ذلك من خلال إحصاءتي $Joint F$ ، و T اللتين تفوقتا على الحد الأعلى $I(1)$ للقيم الحرجة للاختبار، الأمر الذي يؤدي لرفض فرض العدم $null hypotheses$ للاختبار الذي يقوم على عدم ارتباط متغيرات البحث بعلاقة تكامل مشترك، وبالتالي قبول الفرض البديل الذي يقوم على ارتباط هذه المتغيرات بعلاقة تكامل مشترك.

القسم الثاني من الجدول يبين نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد $Unrestricted Error Correction Model$ $UECM$ ، ومن خلال هذه النتائج يتضح أولاً أن قيمة معلمة تصحيح الخطأ $Error correction coefficient$ $(CoIntEq(-1))$ قد بلغت ما قيمته -0.805673 ، وكانت معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، ولهذا فإن عملية تصحيح الخطأ تتم فعلاً، وأن علاقة التكامل المشترك التي تم التوصل لها من خلال اختبار الحدود هي علاقة توازنية صحيحة، ويتضح من خلال قيمة هذه المعلمة أن ما نسبته 80.6% تقريباً من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحه في وحدة الزمن، وتبين نتائج هذا النموذج كذلك معالم الأثر خلال الأجل القصير، وبالتركيز على المتغير موضع الاهتمام المتمثل في استخدام الطاقات المتجددة يلاحظ أن هذا المتغير يؤثر سلبياً على النمو المستدام خلال الأجل القصير، ويبدأ هذا التأثير من السنة الثانية إلى السنة الرابعة، أي من فترة الإبطاء الأولى إلى الثالثة، وقد بلغت قيمة معلمة الانحدار لهذا المتغير خلال فترات الإبطاء الثلاثة المذكورة ما قيمته -0.418869 ، و -0.340015 ، و -0.196140 ، ولهذا فإن إي تغير في استخدام الطاقات المتجددة نسبته 1% سوف يتبعه تغير في النمو الاقتصادي المستدام نسبته 0.42%، و 0.34%، و 0.19% تقريباً في الاتجاه المعاكس، وعلى التوالي خلال الأجل القصير.

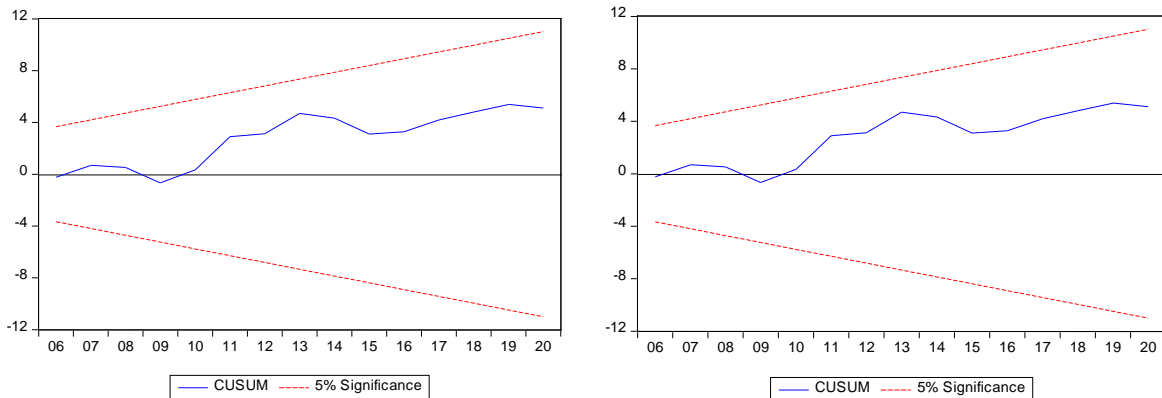
القسم الثالث من الجدول يبين نتائج تقدير معالم الأثر خلال الأجل الطويل $Long run coefficients$ ، ويتبين من خلال الجدول أن معلمة الانحدار لمتغير استخدام الطاقات المتجددة قد بلغت ما قيمته 0.357395 ، وكانت معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني أن أي تغير نسبته 1% في استخدام الطاقات المتجددة سوف يصاحب بتغير نسبته 0.36% تقريباً في النمو الاقتصادي المستدام وفي نفس الاتجاه خلال الأجل الطويل، ويفسر هذا الأمر بأن استخدام الطاقات المتجددة يسهم من ناحية في زيادة الناتج المادي للاقتصاد، ويسهم في التخفيف من حدة التدهور البيئي المصاحب لعملية الإنتاج، وبالنظر لمتغيري العمالة ورأس المال المادي يلاحظ أن رأس المال المادي يسهم سلبياً في النمو الاقتصادي المستدام، ويفسر ذلك بارتباط نمط الإنتاج في المملكة العربية السعودية بالقطاع النفطي، وتسهم العمالة إيجابياً في النمو الاقتصادي المستدام، إسهاماً ضعيفاً إحصائياً حيث إن معلمة الانحدار الخاصة بها معنوية عند مستوى المعنوية 10%.

تتوافق هذه النتائج مع ما توصلت له العديد من الدراسات السابقة في هذا المجال، ومنها دراسات كل من $Ahmed \&$ $Shimada (2019)$; $Waheed et al. (2020)$; $Kahia et al. (2020)$ ، مع الأخذ في الاعتبار أن الدراسات السابقة ركزت على النمو الاقتصادي المادي وليس النمو المستدام.

الجدول (4): نتائج تقدير نموذج ARDL

| 1. Bounds test | | | | |
|--|----------------|---------------------|-------------|--------------|
| Test Type | Test statistic | Critical value (5%) | | Decision |
| | | I(0) | I(1) | |
| Joint F-test | 18.81905 | 3.71 | 5.018 | Cointegrated |
| Lagged Dependent variable T-test | -7.092601 | -2.86 | -3.78 | |
| 2. UECM model | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 8.427630 | 0.884470 | 9.528453 | 0.0000 |
| D(LNINVS) | -0.165593 | 0.099490 | -1.664411 | 0.1168 |
| D(LNINVS(-1)) | 0.374077 | 0.104081 | 3.594090 | 0.0027 |
| D(LNRECN) | 0.013110 | 0.031195 | 0.420262 | 0.6803 |
| D(LNRECN(-1)) | -0.418869 | 0.051058 | -8.203737 | 0.0000 |
| D(LNRECN(-2)) | -0.340015 | 0.051572 | -6.593062 | 0.0000 |
| D(LNRECN(-3)) | -0.196140 | 0.044703 | -4.387644 | 0.0005 |
| CoIntEq(-1)* | -0.805673 | 0.084769 | -9.504286 | 0.0000 |
| 3. Long-run coefficients | | | | |
| LNINVS | -0.253710 | 0.110343 | -2.299290 | 0.0363 |
| LNLABF | 0.487132 | 0.264529 | 1.841505 | 0.0854 |
| LNRECN | 0.357395 | 0.084385 | 4.235306 | 0.0007 |
| 4. Diagnostic tests | | | | |
| Jarque-Bera normality test | | | 0.152727** | |
| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test | | | 4.306982** | |
| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | 12.26938** | |
| ARCH | | | 0.209523** | |
| Ramsey RESET Test (F statistic) | | | 0.027625** | |

** P-Value more than 5%.



الشكل (2): نتائج اختباري CUSUM , CUSUM of squares لاستقرار هيكل النموذج القياسي المقدر.

بالنظر للقسم الرابع في الجدول يلاحظ أن النموذج القياسي المقدر قد اجتاز كل الاختبارات الاحصائية بنجاح، حيث كانت بواقي الانحدار موزعة طبيعياً، ولاتعاني من الارتباط المتسلسل، أو عدم تجانس التباين، وكانت توصيف النموذج جيداً، وكان النموذج مستقر هيكلياً على مستوى الحد الثابت والاتجاه العام.

4. الخلاصة:

هدف هذا البحث بشكل عام لقياس أثر استخدام الطاقات المتجددة ممثلة في متغير نسبة استخدام الطاقات المتجددة إلى إجمالي استخدام الطاقة، على النمو الاقتصادي المستدام ممثلاً بمؤشر إنتاجية الكربون، وذلك في المملكة العربية السعودية،

وقد استخدم البحث بيانات سلاسل زمنية امتدت خلال الفترة 1991-2020، واعتمد لتقدير العلاقة بين متغيراته في الأجلين القصير والطويل على نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL، وقد بينت نتائج البحث أن استخدام الطاقات المتجددة يؤثر في النمو الاقتصادي المستدام بشكل سلبي، أما خلال الأجل الطويل فإن هذا الأثر قد صار موجباً.

5. المراجع :

1. Ahmed, M. M., & Shimada, K. (2019). The effect of renewable energy consumption on sustainable economic development: Evidence from emerging and developing economies. *Energies*, 12(15), 2954.
2. Alshehry, A. S., & Belloumi, M. (2015). Energy consumption, carbon dioxide emissions and economic growth: The case of Saudi Arabia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41, 237-247.
3. Bhattacharya, M., Paramati, S. R., Ozturk, I., & Bhattacharya, S. (2016). The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from top 38 countries. *Applied energy*, 162, 733-741.
4. Chen, C., Pinar, M., & Stengos, T. (2020). Renewable energy consumption and economic growth nexus: Evidence from a threshold model. *Energy Policy*, 139, 111295.
5. Kahia, M., Omri, A., & Jarraya, B. (2020). Does green energy complement economic growth for achieving environmental sustainability? evidence from Saudi Arabia. *Sustainability*, 13(1), 180.
6. Kahia, M., Omri, A., & Jarraya, B. (2021). Green energy, economic growth and environmental quality nexus in Saudi Arabia. *Sustainability*, 13(3), 1264.
7. Lin, B., & Moubarak, M. (2014). Renewable energy consumption–economic growth nexus for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40, 111-117.
8. Ocal, O., & Aslan, A. (2013). Renewable energy consumption–economic growth nexus in Turkey. *Renewable and sustainable energy reviews*, 28, 494-499.
9. Shahbaz, M., Raghutla, C., Chittedi, K. R., Jiao, Z., & Vo, X. V. (2020). The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from the renewable energy country attractive index. *Energy*, 207, 118162.
10. Waheed, R., Sarwar, S., & Dignah, A. (2020). The role of non-oil exports, tourism and renewable energy to achieve sustainable economic growth: What we learn from the experience of Saudi Arabia. *Structural Change and Economic Dynamics*, 55, 49-58.
11. Long, R., Gan, X., Chen, H., Wang, J., & Li, Q. (2020). Spatial econometric analysis of foreign direct investment and carbon productivity in China: Two-tier moderating roles of industrialization development. *Resources, Conservation and Recycling*, 155, 104677.