

السياسة الاستثمارية في ليبيا وتحديات الاقتصاد الأخضر

Investment policy in Libya and green economy challenges

حسين فرج الحويج*

جامعة المرقب – ليبيا

Hussen.Alhwij@elmergib.edu.ly

تاريخ النشر: 2023/06/07

تاريخ القبول للنشر: 2023/04/25

تاريخ الاستلام: 2022/11/15

ملخص:

هدف هذا البحث لتحليل مدى توافق السياسة الاستثمارية في ليبيا مع متطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر وبالاعتماد على بيانات سنوية تغطي الفترة 1990-2019، استخدم البحث نموذج الإنحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطور augmented ARDL.

توصل البحث إلى جملة من النتائج يمكن تلخيصها في وجود علاقة توازنية خلال الأجل الطويل بين متغيري البحث المتمثلين في الاستثمار كمتغير مستقل ومعدلات التلوث مقاسة بكمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون كمتغير تابع، وتوصل أيضا إلى أن الاستثمار يمارس أثرا موجبا على معدلات التلوث في الاقتصاد الليبي خلال الأجل الطويل، وأكدت نتائج اختبار Toda-Yamamoto للسببية على وجود علاقة سببية في المدى الطويل تمر من متغير الاستثمار إلى متغير كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون.

الكلمات المفتاحية: السياسة الاستثمارية، الاقتصاد الأخضر، الانحدار الذاتي، الاقتصاد الليبي.

تصنيفات JEL: H57 ، Q53 ، C22.

Abstract:

The aim of this study is to analyze whether the investment policy in the Libyan economy is compatible with the requirements of practicing green economy principles. Using annual data covering the period 1990-2019 the study adopted augmented autoregressive distributed lags ARDL model.

According to the main findings, a long run equilibrium relationship between the study variables was captured. These variables are investment as an independent variable, and environmental degradation proxied by CO₂ emissions as a dependent variable. In addition, the study indicated a positive long run impact of investment on CO₂ variable. Toda-Yamamoto non Granger causality test results supported a unidirectional causal relationship from investment to CO₂ emissions.

Keywords: investment policy, green economy, autoregressive, Libyan economy.

Jel Classification Codes: H57, Q53, C22.

* المؤلف المراسل.

أبرزت التطورات الاقتصادية المتلاحقة التي شهدتها العالم خلال العقود الأخيرة، وخاصة في مجال الإنتاج الصناعي العديد من المشكلات البيئية، الناجمة عن تزايد انبعاثات الغازات الدفيئة greenhouse gases، ومن أهمها غاز ثاني أكسيد الكربون، وقد دفع ذلك العديد من المنظمات الدولية كصندوق النقد الدولي IMF، والبنك الدولي للإنشاء والتعمير WB ومنظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD لتبني مفاهيم تنموية جديدة، تقوم على مبدأ الاستدامة، الأمر الذي أدى لظهور مفهوم الاقتصاد الأخضر green economy الذي يعرفه برنامج الأمم المتحدة للبيئة على أنه "الاقتصاد الذي ينتج فيه تحسن في رفاهية الإنسان، والمساواة الاجتماعية، في حين يقلل بصورة ملحوظة من المخاطر البيئية، ومن النذرة الأيكولوجية للموارد" (بديار ومزيان، 2019).

تعد ليبيا من الدول المنتجة للنفط، الذي يسيطر على قسط كبير من إجمالي الناتج المحلي للبلاد، ويكاد يكون المنتج الوحيد في سلة الصادرات الليبية، وتقوم عمليات الإنتاج النفطي على معدلات عالية من التلوث، وللتدليل على ذلك يمكن القول أن معدلات انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون في ليبيا قد شهدت معدلات متنامية خلال الفترة 1990-2019، وذلك من 36.5 مليون طن سنة 1990 إلى ما مقداره 54.5 مليون طن سنة 2019 (OWD, 2022)، ويدل كل ذلك على أن الاقتصاد الليبي يواجه العديد من التحديات البيئية التي تحد من إمكانية إستدامة معدلات النمو الاقتصادي وتحقيق متطلبات الاقتصاد الأخضر. الجدير بالذكر هنا أن السياسة الاستثمارية investment policy في الاقتصاد الليبي ممثلة بأنماط توزيع التكوين الرأسمالي الثابت على فروع النشاط الاقتصادي إنما هي إلى حد بعيد غير متوافقة ومتطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر وللتدليل على ذلك يمكن القول أن نسبة التكوين الرأسمالي الثابت المخصص لبند الآلات والمعدات ووسائل النقل وعمليات استكشاف النفط قد بلغت سنة 2006 ما نسبته 60.3%، انخفضت سنة 2019 ما نسبته 41.99% (وزارة التخطيط، 2022). لهذا كله يمكن أن تضاع إشكالية هذا البحث في تساؤل رئيس مفاده "ما مدى توافق السياسة الاستثمارية في الاقتصاد الليبي مع متطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر؟"، وبناء على ذلك فإن هذا البحث إنما يهدف إلى تحليل مدى توافق السياسة الاستثمارية في الاقتصاد الليبي مع متطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر.

لقد كانت مسألة العلاقة بين الاستثمار وقضايا الاقتصاد الأخضر موضوعاً للعديد من الدراسات السابقة، وذلك على مستوى الدول المتقدمة والدول النامية على حد سواء، ومن الدراسات التي طبقت في الدول المتقدمة ما قام به كل من Guan et al. (2009) في دراستهم عن الاقتصاد الصيني التي توصلت إلى أن تكوين رأس المال الثابت من أهم محركات التلوث البيئي في الصين، ومن الدراسات التي طبقت في الدول النامية ما قام به كلامن (Rahman & Ahmad, 2019) في دراستهما عن الباكستان التي توصلت إلى أن التكوين الرأسمالي الثابت يمارس أثراً غير متماثلة على كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، وقد دعمت الدراسة فرضية Environmental Kuznets hypothesis EKC، وتوصلت كذلك إلى أن التكوين الرأسمالي الثابت يمارس أثراً موجبة على كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون في المدى الطويل، الأمر الذي يؤكد على أن الاستثمار يعمل على زيادة كمية التلوث في الباكستان.

ومن ذلك أيضاً ما قام به كل من Satrovic et al. (2020) في دراستهم عن دولتي تركيا والكويت التي توصلت إلى وجود علاقة سببية في اتجاهين بين التكوين الرأسمالي الثابت وكمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، وتوصل كل من Mitić et al. (2020) في دراسة أخرى عن دول البلقان Balkan Countries إلى وجود علاقة سببية طويلة المدى تتجه من المتغيرات المستقلة الثلاثة المتمثلة في القيمة المضافة الصناعية والخدمية، والتكوين الرأسمالي الثابت لمتغير كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد

الكربون، وهذا يدل على أن الاستثمار في هذه الدول يمارس آثاراً ضارة على الاقتصاد، وذلك بالتزامن مع المتغيرين الممثلين للقيمة المضافة في كل من القطاع الصناعي والقطاع الخدمي.

وتوصل Abbas et al. (2020) كذلك في دراسة شملت عشرين دولة من دول belt and road project إلى وجود أثر موجب طويل الأجل لكل من التكوين الرأسمالي الثابت ومعدلات استهلاك الطاقة الأحفورية على معدلات انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، وقد توصل كل من Zhang et al. (2021) في دراستهم عن الاقتصاد الماليزي إلى وجود أثر موجب للتكوين الرأسمالي الثابت على كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، وقد أكدت نتائج اختبار TY على وجود علاقة سببية في المدى الطويل بين التكوين الرأسمالي الثابت وكمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون.

من ناحية أخرى تجدر الإشارة إلى أن بعض الدراسات السابقة قد أكدت على أن الاستثمار عامل معزز للجودة البيئية ومن ذلك دراسة كل من Bekhet et al. (2017) في ماليزيا التي وجدت أن الاستثمار يرتبط بعلاقة عكسية مع انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، وذلك خلال المدى الطويل، وقد أكدت دراسات أخرى على عدم وجود علاقة بين الاستثمار والتلوث البيئي ومن ذلك دراسة كل من Adebayo & Beton Kalmaz (2021) عن الاقتصاد المصري، التي توصلت لعدم وجود علاقة معنوية إحصائية بين التكوين الرأسمالي الثابت وانبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، وقد أدخلت بعض الدراسات السابقة مؤشرات أخرى عن التلوث البيئي منها معدلات استهلاك الطاقة الأحفورية، ومن الدراسات التي عالجت هذه المسألة ما قام به كل من Tariq et al. (2017) في دراستهم عن دولتي باكستان والهند التي توصلت إلى أن كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون تتأثر إيجابياً في حالة الهند بعاملين فقط، هما معدلات استهلاك الطاقة، وسكان الحضر، بينما تتأثر سلبياً في حالة باكستان بالعوامل الأربعة المذكورة.

يمكن القول اجمالاً أن الدراسات السابقة قد عالجت مسألة العلاقة بين الاستثمار والتدهور البيئي على نطاق واسع وقد أكدت جل هذه الدراسات على أن الاستثمار قد يعمل على زيادة معدلات التدهور البيئي، وتكمن الثغرة البحثية التي يسعى هذا البحث لسدها في عدم وجود دراسات سابقة عن الحالة الليبية، كما يستخدم هذا البحث أسلوباً قياسياً متقدماً يمثل في نموذج الإنحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطور augmented ARDL الذي ظهر على يد Sam et al. (2019).

2. البيانات والمتغيرات والنموذج التجريبي للبحث Data, variables and empirical model:

تماشياً مع الهدف العام للبحث الذي يتمثل في محاولة التعرف على مدى ملاءمة السياسة الاستثمارية في الاقتصاد الليبي لمتطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر سيتم في هذا البحث قياس أثر الاستثمار ممثلاً بمؤشر التكوين الرأسمالي الثابت بالأسعار الحقيقية (2015=100) على معدلات التلوث في ليبيا ممثلة بكمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون carbon dioxide emissions، وتعتبر معدلات التلوث في ليبيا بمفهوم عكسي عن مدى إمكانية تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر، ويستخدم البحث لهذا الغرض بيانات سنوية تغطي الفترة 1990-2019، ويمكن وصف متغيرات البحث الأساسية والمؤشرات المستخدمة للدلالة عليها ومصادر البيانات والرموز المستخدمة لتمثيل هذه المتغيرات في الجدول التالي رقم (1).

الجدول رقم (1): البيانات والمتغيرات

variable	proxy	Symbol	Data source
Green economy	Carbon dioxide emissions	CO2	OWD
Investment policy	Gross fixed capital formation	INV	UCTAD

يمكن تمثيل نموذج البحث الذي يمثل العلاقة بين متغيريه بالمعادلة الآتية:

$$\ln CO2_t = \alpha + \beta \ln INV_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

حيث تمثل α الحد الثابت للمعادلة وتمثل β المرونة الجزئية لمتغير انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون في مقابل التغيرات النسبية في الاستثمار، وسيتم الحكم على مدى ملاءمة السياسة الاستثمارية في ليبيا لمتطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر من خلال إشارة المعلمة β ، فإذا كانت إيجابية فإن ذلك يعني أن الاستثمار يعمل على زيادة معدلات التدهور البيئي الأمر الذي لا يتوافق مع متطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر، والعكس بالعكس في حال كانت إشارة تلك المعلمة سالبة وتجدر الإشارة هنا إلى أن هذا البحث قد ركز على فترة زمنية حديثة نسبياً وذلك عائد لحداثة مفهوم الاقتصاد الأخضر، الحال الذي يكون معه تقييم سياسات الاستثمار الليبية من هذه الناحية أمر له ما يبرره.

3. الأسلوب القياسي للبحث Research econometric technique:

يتبنى البحث نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطور augmented autoregressive distributed lags model AARDL المقترح بواسطة كل من (Sam et al., 2019)، ويتمثل التطوير الذي أتى به 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، وقد وضع هذا الاختبار لتجاوز المشكلة المتعلقة بالحالة الأولى غير المولدة للتكامل المشترك degenerate case 1، التي تتعلق 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)، أن يكون المتغير التابع متكامل من الدرجة الأولى integrated of order one (I(1)) (Sam et al., 2019)، ويمكن صياغة النموذج النظري لهذا البحث في صورة ARDL process كالآتي:

$$\Delta(\ln CO2_t) = C_1 + \lambda_1 \ln CO2_{t-1} + \eta_1 \ln INV_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_{11i} \Delta(\ln CO2_{t-i}) + \sum_{i=0}^k a_{12i} \Delta(\ln INV_{t-i}) + \sigma_{ij} DUM + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

تعتبر DUM عن متغيرات وهمية نبضية impulse dummy variables تستخدم للتحكم في التغيرات الهيكلية structural breaks وتحييد آثارها عن النماذج المقدر، وتعتبر λ عن حد تصحيح الخطأ ECT، الذي يجب أن يكون سالبا ومعنوياً إحصائياً لكي تكون هذه النماذج قادرة على العودة إلى التوازن، وتشير η إلى مقدر يمكن من خلاله الوصول إلى معلمة الأجل الطويل، وتعتبر المعلمات a_i عن مقدرات يمكن من خلالها التوصل لمعلومات الأجل القصير.

لاختبار العلاقة السببية طويلة المدى بين متغيرات البحث سيتم 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 ضمن إطار نموذج متجه الانحدار الذاتي المطور augmented vector autoregressive VAR model، الذي يتم تقديره بواسطة السلاسل الزمنية في المستوى، وتحت بعض القيود على مصفوفة المعلمات، بحيث يتم تقدير نموذج $Order VAR (k + d \max)_h$ ، حيث تعبر k عن عدد فترات الإبطاء المثلى optimum number of lags، التي يتم تحديدها وفقاً للمعايير الإحصائية information criteria، وتعبر $d \max$ عن أكبر رتبة لتكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، ويمكن وصف النموذج العام لمنهجية TY باستخدام متغيرين x, y بالمعادلة الآتية: (Toda & Yamamoto, 1995)

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

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

4. النتائج والمناقشة **results and discussion**:

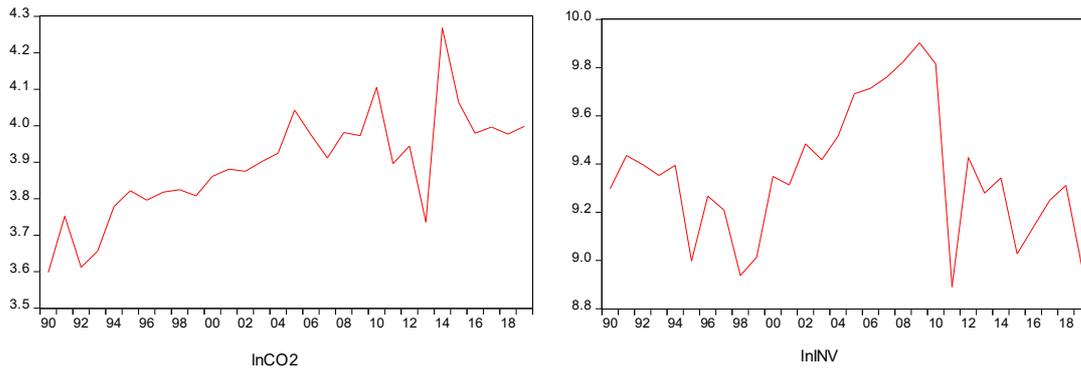
4.1. عرض نتائج البحث:

4.1.1. خصائص السلسلتين الزمنيةتين لمتغيري البحث:

أولاً: الرسم البياني للسلسلتين الزمنيةتين لمتغيري البحث:

يبين الشكل التالي رقم (1) الرسم البياني للسلسلتين الزمنيةتين لمتغيري البحث، ويتضح من خلال الرسم أن هاتين السلسلتين تحويان اتجاههما عاماً trend يبدو أكثر وضوحاً في السلسلة الممثلة للمتغير $\ln CO_2$ ، ويأخذ الإتجاه العام في هذه السلسلة مسلكاً موجياً مع الزمن، ويبدو الإتجاه العام أقل وضوحاً في السلسلة الزمنية الممثلة للمتغير $\ln INV$ التي يتضح من خلال الرسم أنه يسلك فيها مسلكاً سالباً ويعود السبب في عدم وضوح الإتجاه العام في بيانات هذا المتغير لوجود تغيرات هيكلية structural breaks شديدة في هذه السلسلة، ويستفاد من معرفة وجود اتجاه عام في البيانات في اختيار النموذج المناسب لاختبارات جذر الوحدة، فضلاً عن توقع إمكانية أن تكون هذه السلاسل غير ساكنة في المستوى non-stationary at level، ويلاحظ من ناحية أخرى احتواء السلسلتين الزمنيةتين لمتغيري البحث على تغيرات هيكلية، الأمر الذي يستوجب استخدام اختبارات جذر الوحدة التي تأخذ في الاعتبار وجود مثل هذه التغيرات unit root tests with structural breaks، كما يستلزم ذلك التحكم في أي مشكلات قياسية قد تنشأ عن ذلك.

الشكل رقم (1): الرسم البياني للسلاسل الزمنية



ثانياً: الخصائص الاحصائية الوصفية للسلسلتين الزمنيةتين لمتغيري البحث:

يبين الجدول التالي رقم (2) أهم المؤشرات الاحصائية الوصفية للسلسلتين الزمنيةتين لمتغيري البحث، ويتضح من خلال الجدول أن الوسط الحسابي للمتغيرين $\ln CO_2$ و $\ln INV$ قد بلغ ما قيمته 3.891825، و 9.357449 على التوالي، ويعبر الوسط الحسابي عن القيمة التي تتمركز حولها أغلب البيانات، وبمقارنة هذه القيمة بالقيمتين العظمى والصغرى لهذين المتغيرين يتضح أن البيانات الممثلة لهاتين السلسلتين لا تحوي نقاطاً متطرفة outliers، حيث بلغ الفرق بين الوسط الحسابي والقيمتين العظميين لهذين المتغيرين على التوالي ما مقداره 0.376339، و 0.545434، وبلغ الفرق بين الوسط الحسابي والقيمتين الصغريين لهذين المتغيرين على التوالي ما مقداره 0.294135، و 0.467088، وتدل هذه القيم الصغيرة جداً على أن البيانات تتركز حول الوسط الحسابي بشكل ملحوظ.

الجدول رقم (2): الخصائص الاحصائية الوصفية للسلسلتين الزمنيتين لمتغيري البحث

	LNCO2	LNINV
Mean	3.891825	9.357449
Maximum	4.268164	9.902883
Minimum	3.597690	8.890361
Std. Dev.	0.145311	0.274961
Jarque-Bera	0.196445**	0.737857**
Observations	30	30

** Normally distributed at 5%.

يمكن التأكيد على ما سبق من خلال النظر لمؤشر الانحراف المعياري standard deviation المقياس الأشهر للتشتت الذي بلغت قيمته لهذين المتغيرين على التوالي ما مقداره 0.145311، و0.274961، وتدل هذه القيم الصغيرة على أن معدلات التشتت في البيانات صغيرة، ويساعد كل ذلك على توفيق البيانات بشكل عال من الدقة ضمن خط الانحدار الممثل للعلاقة بينهما. يتضح من خلال الجدول أيضاً أن متغيري البحث يتبعان التوزيع الطبيعي، وهذا أمر جيد لامكانية القياس دون مشكلات إحصائية، ويتضح أيضاً أن عدد المشاهدات لكلا المتغيرين قد بلغ ما مقداره 30 مشاهدة، وهذا يعني أن عينة البحث هي من العينات الصغيرة، الأمر الذي ينبغي التنبه له عند إجراء عمليات القياس، ويعني من ناحية أخرى عدم وجود قيم مفقودة في البيانات، وهذا أمر جيد لضرورات القياس.

ثالثاً اختبار جذر الوحدة للسلسلتين الزمنيتين لمتغيري البحث:

تتطلب عملية اختيار النموذج القياسي الملائم لقياس العلاقة بين متغيري البحث التعرف على درجة تكامل السلسلتين الزمنيتين لهذين المتغيرين، ونظر الوجود تغيرات هيكلية structural breaks في البيانات فقد تم الإعتماد على اختبار Lee-Strazicich LM unit root test الذي يقوم على إحصاءة مضاعف لاجرانج Lagrange multiplier، ويسمح بوجود تغيرين هيكليين allows for two structural breaks في السلاسل الزمنية قيد الاختبار، وبين الجدول التالي رقم (3) نتائج هذا الاختبار، ويتضح من خلال مقارنة إحصاءة LM بالقيم الحرجة للاختبار test critical values أن السلسلتين الزمنيتين لمتغيري البحث ساكنتين عند المستوى stationary at level، وبالتالي فهما متكاملتان من الدرجة صفر (0).¹

الجدول رقم (3): اختبار جذر الوحدة للسلسلتين الزمنيتين لمتغيري البحث

Variables	LS	ADF test with structural breaks
LnCO2	-11.92447** (2009, 2012)	-6.350718** (2013)
lnINV	-9.271671** (2006, 2010)	-5.001396*** (2010)

** *** Significant at level (5%) , (10%)

بالرجوع للرسم البياني رقم (1) ومن خلال وجود اتجاه عام في البيانات فإن هذه النتائج قد تعكس حقيقة أن هاتين السلسلتين غير ساكنتين في المستوى بمفهوم ثبات الوسط الحسابي، وأنها قد يكونا ساكنتين حول خط الاتجاه العام trend line. وقد تم التحقق من ذلك بإجراء اختبار ADF unit root test with structural breaks الذي يسمح بوجود تغير هيكل واحد في البيانات، وقد بينت نتائج هذا الاختبار معنوية معلمتي الاتجاه العام significance of trend coefficients في كلا السلسلتين الأمر الذي يدل على أنهما من نوع TS، وقد أثبتت نتائج هذا الاختبار أن السلسلة CO₂ ساكنة عند المستوى، وذلك عند مستوى المعنوية 5%، أما السلسلة lnINV فقد أكدت هذه النتائج على أنها ساكنة عند المستوى، وذلك عند مستوى المعنوية 10%، ونظراً للعناصر القوة التي يتسم بها اختبار LS فسيتم اعتماد نتائجه واعتبار أن السلسلتين ساكنتين عند المستوى، وأنهما بالتالي

متكاملتين من الدرجة صفر $I(0)$.

2.1.4. اختبار التكامل المشترك بين متغيري البحث:

من خلال نتائج اختبار LM unit root test اتضح أن السلسلتين الزمنية لمتغيري البحث ساكنتين عند المستوى، وأنهما متكاملتين من الدرجة صفر $I(0)$ ، وبالتالي فإنه من الأنسب لاختبار التكامل المشترك بين متغيري البحث الإعتماد على اختبار الحدود المطور augmented bounds test، في إطار نموذج augmented ARDL، وبين الجدول التالي رقم (4) نتائج هذا الاختبار، ومن خلال الجدول يتضح أن إحصاءات الاختبار الثلاثة قد تفوقت على الحد الأعلى للاختبار bound $I(1)$ ، وذلك عند مستوى المعنوية 5%، ولهذا يمكن القول بإمكانية رفض فرض العدم null hypotheses القاضي بعد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيري البحث، وقبول الفرض البديل القاضي بوجود هذه العلاقة. وأن نموذج البحث لن يعاني من الحالتين غير المولدتين للتكامل المشترك degenerate cases، وقد تم الإعتماد بالنسبة لإحصاءة joint F statistic على القيم الحرجة Narayan critical values التي تصلح للعينات من 30-80 مشاهدة، ولهذا كله يمكن القول أن متغيري البحث يرتبطان بعلاقة توازنية في المدى الطويل long run equilibrium relationship.

الجدول رقم (4): اختبار الحدود المطور Augmented bounds test للتكامل المشترك بين متغيري البحث

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Test statistics		Critical values (5%)		Decision
		I(0)	I(1)	
Joint F statistic	18.18553	5.29	6.175	Cointegrated
Lagged dependent variable T statistic	-5.224590	-2.86	-3.22	
Lagged independent variable F statistic	13.73653	4.22	7.51	

3.1.4. ديناميكيات الأجل القصير ونموذج تصحيح الخطأ غير المقيد short run dynamics and UECM model:

يبين الجدول التالي رقم (5) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM، ومن خلال الجدول يتبين أن معلمة تصحيح الخطأ قد بلغت ما قيمته -0.361555، وقد كانت معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، ولهذا فإن آلية تصحيح الخطأ تعمل بشكل جيد، وتدل هذه النتائج على أن أي اختلال عن العلاقة التوازنية التي تم التعرف عليها من خلال اختبار الحدود المطور augmented bounds test سيتم تصحيحه في خلال سنتين و281 يوماً تقريباً.

الجدول رقم (5): نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.357388	0.055503	6.439036	0.0000
D(LNCO2(-1))	-0.203130	0.066972	-3.033085	0.0079
D(LNINV)	0.002661	0.042186	0.063088	0.9505
D_1992	-0.191059	0.038958	-4.904232	0.0002
D_1993	-0.112340	0.040778	-2.754898	0.0141
D_2005	0.093824	0.036716	2.555371	0.0212
D_2007	-0.110647	0.036330	-3.045630	0.0077
D_2011	-0.177363	0.051305	-3.457047	0.0032
D_2013	-0.210032	0.036439	-5.763929	0.0000
D_2014	0.420005	0.038896	10.79821	0.0000
CointEq(-1)*	-0.361555	0.058161	-6.216450	0.0000

يتضح من الجدول أيضاً أن معلمة الأثر قصير الأجل قد كانت غير معنوية إحصائياً ويعرض الجدول كذلك المتغيرات الوهمية التي استخدمت للتحكم في التغيرات الهيكلية التي ضمها النموذج، والتي تم التعرف عليها من خلال اختبار recursive residuals.

4.1.4. تقدير معاملات الأثر في الأجل الطويل Long run coefficients:

بعد التحقق من ارتباط متغيري البحث بعلاقة توازنية في المدى الطويل فإن الأمر يستلزم تقدير معلمة الأثر خلال الأجل الطويل long run coefficient، وبين الجدول التالي رقم (6) نتائج تقدير هذه المعلمة، التي تمثل المرونة الجزئية للمتغير التابع تجاه التغيرات النسبية التي تحصل في المتغير المستقل، ويتضح من الجدول أن قيمة هذه المعلمة قد بلغت 0.316904، وقد كانت معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، الأمر الذي يعني أن أي تغير نسبته 1% في المتغير المستقل "الاستثمار" يستتبع بتغير نسبته 0.32% تقريباً في المتغير التابع "كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون".

الجدول رقم (6): تقدير معاملات الأثر في الأجل الطويل بطريقة OLS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNINV	0.316904	0.097750	3.241973	0.0051

4.1.4. الاختبارات التشخيصية للنموذج القياسي المقدر Diagnostic checks for the econometric estimated model:

للتحقق من سلامة التقديرات التي تم الحصول عليها ينبغي إجراء بعض الإختبارات التشخيصية للنموذج المقدر، وبين الجدول التالي رقم (7) نتائج الاختبارات التشخيصية لبواقي الانحدار regression residuals، التي تؤكد أن النموذج لا يعاني أي مشكلة قياسية، ومن ذلك اختبار Jarque-Bera للتوزيع الطبيعي، واختبار Breusch-Godfrey serial correlation LM Test، واختبار ARCH، واختبار Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test، وعدم تجانس التباين الشرطي، وبين الجدول كذلك نتائج اختبار Ramsey RESET Test يدل على أن النموذج قد تم توصيفه بشكل جيد.

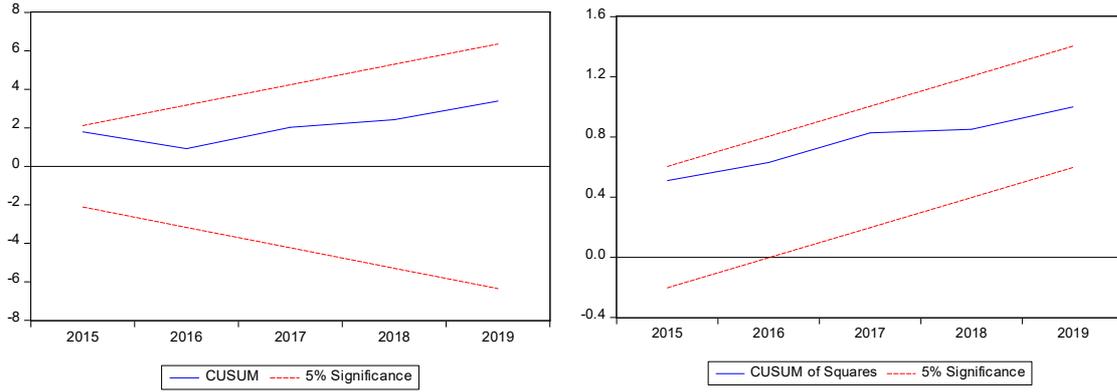
الجدول رقم (7): الاختبارات التشخيصية لنموذج augmented ARDL المقدر

Tests	Results
Jarque-Bera normality test	1.161593*
Breusch-Godfrey serial correlation LM Test	1.766279*
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test	11.97950*
ARCH test	0.052083*
Ramsey RESET Test (F-statistic)	0.066476*

* P-Value is more than 5%.

يبين الشكل التالي رقم (2) نتائج اختباري CUSUM of squares، CUSUM لاستقرار هيكل النموذج القياسي المقدر ويتضح من خلال الشكل أن إحصاءتي الاختبارين تقعان ضمن الحدين الحرجين عند مستوى المعنوية 5%، ويدل ذلك أن هيكل النموذج مستقر وأن معلماته المقدرة تنسم بالاستقرار عبر الزمن.

الشكل رقم (2): اختباري CUSUM . CUSUM of squares لاستقرار هيكل النموذج



4.1.4. اختبار العلاقة السببية بين متغيري البحث في المدى الطويل **Testing for long run causality**:

بعد التحقق من وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيري البحث، وتقدير معلمة الأثر خلال الأجل الطويل فإن الأمر يستلزم التحقق مما إذا كانت تلك العلاقات حقيقية أم أنها مجرد تزامن إحصائي في حركة البيانات، ولذلك فقد تم اختبار مدى وجود علاقة سببية في المدى الطويل بين متغيري البحث باستخدام اختبار Toda-Yamamoto non-Granger causality test ويبين الجدول التالي رقم (8) نتائج هذا الاختبار،

ويتضح من خلال الجدول أن إحصاءة الإختبار قد بلغت ما قيمته 7.965442 وكانت معنوية إحصائياً عند مستوى المعنوية 5%، ولهذا فإنه من الممكن رفض فرض العدم القاضي بعدم وجود علاقة سببية بين هذين المتغيرين في المدى الطويل، وقبول الفرض البديل القاضي بوجود هذه العلاقة، ولهذا فإن العلاقة التي تم إثباتها بين متغيري البحث في الخطوات السابقة إنما تعبر عن علاقة سببية حقيقية بين هذين المتغيرين.

الجدول رقم (8): نتائج اختبار العلاقة السببية في المدى الطويل بين متغيري البحث

Dependent variable: LNCO2			
	Chi-sq	df	Prob.
LNINV	7.965442	1	0.0048
All	7.965442	1	0.0048

للتحقق من سلامة تقديرات نموذج augmented VAR الذي تم من خلاله اختبار العلاقة السببية طويلة المدى بين متغيري البحث تم إجراء عدة اختبارات تشخيصية تمثلت في اختبار VAR Residual Serial Correlation LM Tests للارتباط الذاتي المتسلسل، واختبار VAR Residual Normality Test للتوزيع الطبيعي، واختبار VAR Residual Heteroskedasticity لعدم تجانس التباين، وقد اتضح من خلال هذه النتائج أن بواقي الانحدار في هذا النموذج لا تعاني أي مشكلة قياسية.

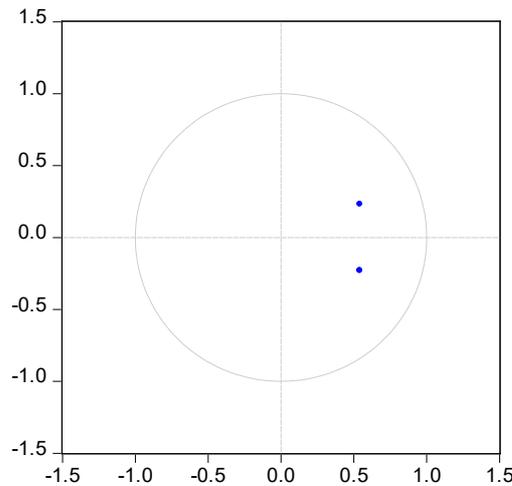
الجدول رقم (12): الاختبارات التشخيصية لنموذج Augmented VAR المقدر

VAR Residual Serial Correlation LM Tests						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.809673	4	0.5902	0.717169	(4, 18.0)	0.5911
2	3.794452	4	0.4345	0.994708	(4, 18.0)	0.4358
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.809673	4	0.5902	0.717169	(4, 18.0)	0.5911
2	10.55495	8	0.2282	1.505987	(8, 14.0)	0.2402
VAR Residual Normality Test						
Component	Jarque-Bera	df	Prob.			
1	2.811181	2	0.2452			
2	0.793879	2	0.6724			
Joint	3.605060	4	0.4621			
VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)						
Chi-sq	df	Prob.				
61.84275	57	0.3073				

يبين الشكل التالي رقم (3) نتائج اختبار Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial لاستقرار هيكل نموذج augmented VAR المقدر، ويتضح من خلال الجدول أن جذري معادلتى النموذج تقع ضمن الدائرة الممثلة للوحدة، ولهذا فإن النموذج لا يعاني من وجود أي جذر أحادي، وأن هيكله مستقر، ويتضح من كل ذلك أن التقديرات التي تم الحصول عليها من خلال هذا النموذج لا تعاني أي مشكلات قياسية وأنه يمكن الإستئناس لها والتعويل عليها في رسم السياسات الاقتصادية الملائمة.

الشكل رقم (3): اختبار الجذور المعكوسة Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial لاستقرار هيكل

نموذج augmented VAR المقدر.



4.2. مناقشة نتائج البحث:

تضح من خلال نتائج تقدير النموذج القياسي الذي يربط بين متغيري البحث أن كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون ترتبط بعلاقة توازنية في المدى الطويل مع التطورات الحاصلة في الاستثمار، ومن خلال تقدير معلمات الأثر اتضح أن الاستثمار لا يؤثر على معدلات التلوث في الاقتصاد الليبي خلال الأجل القصير، وأنه يؤثر إيجابياً على معدلات التلوث في هذا الاقتصاد خلال الأجل الطويل، واتضح من خلال اختبار العلاقة السببية في المدى الطويل أن هذه التقديرات إنما تعبر عن علاقة سببية حقيقية، ويمكن ترجمة هذه النتائج في أن الاستثمار يعمل على زيادة معدلات التلوث في الاقتصاد الليبي خلال الأجل الطويل ويمكن تفسير ذلك بأن جزءاً كبيراً من تكوين رأس المال في هذا الاقتصاد إنما يتركز في القطاع النفطي، ونظراً لما تنطوي عليه العملية الإنتاجية في القطاع النفطي من كثافة رأسمالية، فإن هذه النتيجة هي قريبة من الواقع بشكل ملموس، وينطوي القطاع الخدمي من ناحية أخرى على مصادر للتلوث تتمثل في قطاع المواصلات والنقل بما يتضمنه من سيارات ومعدات نقل ترسل الكثير من الانبعاثات الملوثة للبيئة، ولهذا كله يمكن القول أن سياسات الاستثمار في الاقتصاد الليبي إنما تشكل تحدياً كبيراً ومهماً للمكانات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر في ليبيا.

تتوافق النتائج التي تم التوصل لها إلى حد بعيد مع ما توصلت له العديد من الدراسات السابقة في هذا المجال، ومن ذلك دراسات كل من (Zhang et al. (2021); Satrovic et al. (2020); Rahman & Ahmad (2019); Guan et al. (2009)، وتختلف هذه النتائج مع ما توصلت له العديد من الدراسات السابقة، ومن ذلك دراستي Adebayo & Beton (2017); Bekhet et al. (2017); Kalmaz (2021).

5. خاتمة:

هدف هذا البحث بشكل عام لتحليل مدى توافق السياسة الاستثمارية في الاقتصاد الليبي مع متطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر، وبالاعتماد على بيانات سنوية تغطي الفترة 1990-2019، استخدم البحث نموذج الإنحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة المطور augmented ARDL، وتوصل إلى جملة من النتائج يمكن تلخيصها في وجود علاقة توازنية خلال الأجل الطويل بين متغيري البحث المتمثلين في كمية انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون كمؤشر على مدى إمكانية تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر في ليبيا كمنعير تابع، والتكوين الرأسمالي الثابت كمؤشر على السياسة الاستثمارية في ليبيا كمتغير مستقل وتوصلت الدراسة أن الاستثمار لا يؤثر على معدلات التلوث في الاقتصاد الليبي خلال الأجل القصير وأنه يمارس أثراً موجباً على معدلات التلوث في هذا الاقتصاد خلال الأجل الطويل، وتوصل البحث من خلال اختبار Toda-Yamamoto للسببية في المدى الطويل إلى أن هذه العلاقة إنما تمثل علاقة سببية حقيقية، ولهذا كله يمكن القول أن السياسة الاستثمارية في ليبيا لا تتوافق ومتطلبات تطبيق مبادئ الاقتصاد الأخضر في هذا البلد.

6. المراجع:

1. بديار، أمينة ومزيان، محمد توفيق. (2019). أثر الاقتصاد الأخضر على النمو والتنمية المستدامة دراسة قياسية على مجموعة من الدول المتقدمة والنامية. مجلة الدراسات المالية والمحاسبية والإدارية. 6(1)، 304-325.
2. وزارة التخطيط. (2022). نشرة الحسابات القومية للفترة 2006-2019.
3. Abbas, Q., Nurunnabi, M., Alfakhri, Y., Khan, W., Hussain, A., & Iqbal, W. (2020). The role of fixed capital formation, renewable and non-renewable energy in economic growth and carbon emission: a case study of Belt and Road Initiative project. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(36), 45476-45486.
4. Adebayo, T. S., & Beton Kalmaz, D. (2021). Determinants of CO2 emissions: Empirical evidence from Egypt. *Environmental and Ecological Statistics*, 28(2), 239-262.

5. Bekhet, H. A., Yasmin, T., & Al-Smadi, R. W. (2017). Dynamic linkages among financial development, economic growth, energy consumption, CO2 emissions and gross fixed capital formation patterns in Malaysia. *International Journal of Business and Globalisation*, 18(4), 493-523.
6. Guan, D., Peters, G. P., Weber, C. L., & Hubacek, K. (2009). Journey to world top emitter: An analysis of the driving forces of China's recent CO2 emissions surge. *Geophysical Research Letters*, 36(4).
7. Mitić, P., Kostić, A., Petrović, E., & Cvetanovic, S. (2020). The relationship between CO2 emissions, industry, services and gross fixed capital formation in the Balkan countries. *Engineering Economics*, 31(4), 425-436.
8. OWD. Our World data, <https://ourworldindata.org/co2-and-other-greenhouse-gas-emissions>
9. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
10. 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.
11. Rahman, Z. U., & Ahmad, M. (2019). Modeling the relationship between gross capital formation and CO2 (a) symmetrically in the case of Pakistan: an empirical analysis through NARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(8), 8111-8124.
12. Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, 80, 130-141.
13. Satrovic, E., Muslija, A., & Abul, S. J. (2020). The relationship between CO2 emissions and gross capital formation in Turkey and Kuwait. *The South East European Journal of Economics and Business*, 15(2), 28-42.
14. Tariq, S., Ul-Haq, Z., Imran, A., Mehmood, U., Aslam, M. U., & Mahmood, K. (2017). CO2 emissions from Pakistan and India and their relationship with economic variables. *Appl Ecol Environ Res*, 15(4), 1301-1312.
15. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
16. United Nations Conference on Trade and Development UNCTAD, Online statistical Database, Date: 13.08.2019. <https://unctadstat.unctad.org/>
17. Zhang, L., Li, Z., Kirikkaleli, D., Adebayo, T. S., Adeshola, I., & Akinsola, G. D. (2021). Modeling CO2 emissions in Malaysia: an application of Maki cointegration and wavelet coherence tests. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(20), 26030-26044.