

استخدام منهجية بوكس-جينكنز للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة 1950 - 2018.

الحاج خليفة*1

1. مخبر (LARAFIT)، جامعة مستغانم، (الجزائر)، hadj.khelifa@univ-mosta.dz

أُشر في: 2021-01-27

قُبَل في: 2020-12-25

استلم في: 2020-09-10

الملخص:

هدفت هذه الدراسة للتنبؤ بانبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون في الجزائر خلال الفترة 1950-2018 باستخدام منهجية بوكس-جينكنز، وذلك من خلال بناء نموذج قياسي، وتوصلت دراستنا إلى أن السلسلة الزمنية من نوع (DS) ومستقرة عند الدرجة الأولى، وبعد الفحص والتحليل والتفاضل وفق منهجية بوكس-جينكنز وعبر الاختبارات الإحصائية المختلفة، تم اقتراح وبناء أفضل نموذج قياسي هجين للتنبؤ بانبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون (CO2) في الجزائر من الشكل $GARCH(1,1)$ - $ARIMA(1,1,7)$ وباستخدام النموذج القياسي المقترح، توصلت دراستنا إلى تقدير التنبؤ السنوي لانبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون (CO2) في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 2019-2025 والذي كان في تزايد مستمر.

الكلمات المفتاحية: منهجية بوكس-جينكنز؛ تنبؤ؛ نموذج أريما؛ نموذج هجين؛ غاز CO2.

رموز تصنيف JEL: C22؛ C53؛ F47؛ Q53.

*: المؤلف المرسل.

Using the Box-Jenkins Methodology for Forecasting of CO2 Emissions in Algeria (1950-2018)

KHELIFA Hadj^{1*}

1.Laboratory (LARAFIT), University of Mostaganem, (Algeria), hadj.khelifa@univ-mosta.dz

Received: 10/09/2020

Accepted: 25/12/2020

Published: 27/01/2021

Abstract:

This study aimed to predict the emissions of Carbon dioxide in Algeria during the period 1950-2018, using the Box-Jenkins methodology, by building an econometric model for forecasting carbon dioxide (CO₂) emissions in Algeria during the period 1950-2018. Our study concluded that the time series of the type (DS) was stationary at the first difference, and after examination, analysis and comparison according to the Box-Jenkins methodology through divers statistical tests, we has been proposed and building the best econometric model hybrid to forecasting carbon dioxide (CO₂) emissions in Algeria from the form ARIMA (1,1,7)-GARCH(1,1), Using the proposed econometric model, our study concluded an estimate of the yearly forecast of carbon dioxide (CO₂) emissions in Algeria during the period between 2019-2025, which was continuously increasing.

Keywords: Box-Jenkins methodology; forecasting; ARIMA Model; Hybrid Model; carbon dioxide.

JEL classification codes: C22; C53; F47; Q53.

* : *Corresponding author*

مقدمة

كثير الكلام عن موضوع تفاقم انبعاثات غاز ثاني أوكسيد الكربون (CO2) الناجمة عن حرق الوقود الأحفورية في محطات الطاقة الحرارية، والاستهلاك المفرط للطاقة التقليدية، مما أكسبه اهتماماً بالغاً على المستوى المحلي والدولي، نظراً للعواقب الوخيمة والأضرار الجسيمة التي تخلفها هذه الانبعاث على جميع الأصعدة، لاسيما البعد البيئي للتنمية الاقتصادية في البلدان. ولقد عرفت الجزائر على غرار باقي دول العالم، زيادة مستمرة لانبعاث غاز ثاني أوكسيد الكربون (CO2) منذ ستينيات القرن المنصرم، بسبب اكتشاف حقول الطاقة الأحفورية والاستهلاك المكثف للمصادر الطاقوية الناضبة، وعدم اللجوء إلى الطاقات البديلة صديقة البيئة، وهذا ما انعكس سلباً على البعد الاقتصادي، الاجتماعي والبيئي للبلاد. ما دفع بصناع القرار على أعلى مستوى من التفكير بجدية في التقليل من خطورة الوضع، وذلك بوضع سياسات وخطط كفيلة لكبح تفاقم ظاهرة انبعاث غاز CO2 بدايةً بالتنبؤ المستقبلي لحجم الظاهرة وخطورة تفاقمها.

ويعد التنبؤ بالسلوك المستقبلي للسلاسل الزمنية، من الموضوعات المهمة في العلوم الإحصائية، وذلك للحاجة إليه في جميع مجالات الحياة وأهميته للعنصر البشري والحكومات والمنظمات في تخطيط وتنفيذ عملية التنمية الاقتصادية بأبعادها الثلاثة (الاقتصادية، الاجتماعية، البيئية)، فهو أساس لكل عمليات التخطيط العلمي، بوصفه سمة من سمات العصر الحديث، إذ أنه يساعد المختصين على اتخاذ القرارات اللازمة، ووضع الخطط المستقبلية، لتفادي المشكلات القائمة، لاسيما تلك التي تمس حياة الإنسان على سطح الأرض.

إشكالية الدراسة

تتمحور إشكالية الدراسة في السؤال التالي:

ما مدى إمكانية بناء نموذج قياسي وفق منهجية بوكس-جينكنز قادر على التنبؤ بانبعاث غاز ثاني أوكسيد الكربون (CO2) في الجزائر حتى عام 2025؟
فرضيات الدراسة

للإجابة على إشكالية الدراسة ارتأينا إلى اقتراح إجابة مسيقة على شكل فرضيات من الشكل التالي:

- يمكن بناء نموذج قياسي للتنبؤ بانبعاث غاز ثاني أوكسيد الكربون (CO2) في الجزائر وفق منهجية Box-Jenkins.
- لا يصلح نموذج Box-Jenkins للتنبؤ المستقبلي بانبعاث غاز CO2 في الجزائر.
- يمكن بناء نموذج قياسي هجين (ARIMA-GARCH) للتنبؤ المستقبلي بانبعاث غاز CO2 في الجزائر.

أهداف الدراسة

نسعى من خلال هذه المساهمة البحثية إلى تحقيق الأهداف التالية:

- بناء نموذج قياسي للتنبؤ بانبعاث غاز ثاني أوكسيد الكربون (CO2) في الجزائر باستخدام منهجية Box-Jenkins؛
- التنبؤ بانبعاث غاز ثاني أوكسيد الكربون (CO2) في الجزائر إلى غاية سنة 2025؛

- التعرف على طرق التنبؤ العلمي وبالتحديد منهجية Box-Jenkins.

منهجية وأدوات الدراسة

بغية تحقيق الأهداف المرجوة، والإجابة عن إشكالية الدراسة، تم الاعتماد على المنهج التجريبي (الإحصائي الرياضي)، حيث اقتصر عينة الدراسة على البيانات السنوية لانبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة الزمنية الممتدة بين 1950-2018، والتي تم الحصول عليها من موقع آفاق العالم، وموقع البنك الدولي، وبلغ حجم العينة (69 مشاهدة) وهي كافية للحصول على نتائج دقيقة، كما تم الاستعانة بالبرنامج الإحصائي Eviews.10 (للتحليل الإحصائي القياسي)، وبرنامج Excel.2007 لتبويب بيانات السلسلة الزمنية، وباستخدام منهجية Box-Jenkins تم التوصل إلى نتائج الدراسة.

الدراسات السابقة

عالجت العديد من الدراسات الأجنبية موضوع التنبؤ بانبعاثات غاز ثاني وأكسيد الكربون، باستخدام منهجية بوكس-جينكنز، لكن الدراسات العربية نادرة جداً بخصوص هذا الموضوع، لذا حاولنا سرد بعض الدراسات الأجنبية الحديثة كما يلي:

دراسة (Nyoni. T, Chipo. M ; 2019) الموسومة بـ: «Modeling and Forecasting Carbon Dioxid Emissions in China Using Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Models»: حيث هدفت هذه الدراسة إلى التنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في الصين خلال الفترة 1960-2017، باستخدام منهجية Box-Jenkins (ARIMA)، وأسفرت الدراسة على انتقاء أفضل نموذج للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2 من الشكل ARIMA(1,2,1)، وقد أظهرت الدراسة كذلك على أن النموذج ARIMA(1,2,1) ليس مستقرًا فحسب، وإنما هو النموذج الأنسب للتنبؤ بإجمالي انبعاثات غاز CO2 في الصين خلال العشر سنوات المقبلة، حيث يتوقع النموذج المقترح أن يبلغ إجمالي انبعاثات غاز CO2 السنوية في سنة 2024 في الصين حوالي 10 مليون كيلو طن. كما توصلت الدراسة إلى أنه من المرجح أن تزداد كمية انبعاثات غاز CO2 في الصين، وبالتالي تعرض الصين لتغيرات كبيرة للمناخ والاحتباس الحراري.

دراسة (Ahammad.H, Kamruzzaman, Aminul. I, Khalek.Md.A ; 2017) الموسومة بـ: «Forecasting Carbon Dioxid Emissions in Bangladesh by Box Jenkins ARIMA»: حيث هدفت هذه الدراسة إلى التنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في بنغلاديش، خلال الفترة الممتدة بين 1972 إلى 2013، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المتكامل والمتوسط المتحرك (ARIMA) (Autoregressive Integrated Moving Average)، ونموذج الشبكات العصبية الاصطناعية (ANN) (Artificial Neural Networks)، وخلصت الدراسة على أن نموذج ARIMA أفضل نجاعةً في التنبؤ من أسلوب الشبكات العصبية الاصطناعية، كما قامت الدراسة بالتنبؤ الخارجي لانبعاثات غاز CO2، وتوصلت إلى أن القيم المتوقعة في تزايد مستمر وهو أمر مقلق للغاية.

دراسة (Cristiana Tudor, 2016) الموسومة بـ: «Predicting the Evolution of CO2 Emissions»

in Bahrain with Automated Forecasting Methods: حيث حاولت هذه الدراسة إلى التنبؤ بتطور إنبعاثات غاز CO2 في البحرين خلال الفترة الممتدة بين 2012 و 2021، من خلال استخدام سبع طرق للتنبؤ الآلي من بينها نموذج فضاء الحالة للتمهيد الآسي (ETS) (Exponential smothing state space)، نموذج هولت ووترز (Holt-Winters)، نموذج (ARIMA)، نموذج السلاسل الزمنية الهيكلية (Structural time series) (STS)، نموذج السلاسل الزمنية للشبكة العصبية (NNAR)، نموذج BATS/TBATS، النموذج الساذج، وقد أسفرت الدراسة على أن نموذج (NNAR) أفضل نموذج، وأكثر دقة في التنبؤ خارج العينة من بين هذه النماذج المستخدمة. دراسة (Mohammad R.L, Mohammad.A.F, Morteza.B, 2013) الموسومة بـ: " **Prediction of CO2 Emissions in Iran using Gry and ARIMA Models**": حيث كان الغرض من هذه الدراسة هو التنبؤ بانبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون المسبب للتلوث المناخي في إيران خلال الفترة 2010-2020، باستخدام طريقة النظام الرمادي ونموذج ARIMA والمقارنة بينهما، وخلصت الدراسة إلى انتقاء أفضل نموذج للتنبؤ من الشكل (ARIMA(1,1,2))، وأفضل نموذج بواسطة طريقة النظام الرمادي هو من الشكل (GM(1,1))، وبينت الدراسة بأن نموذج (ARIMA(1,1,2)) أفضل من نموذج (GM(1,1)) من حيث دقة التنبؤ، فضلاً عن ذلك، فقد قُدرت كمية انبعاثات غاز CO2 المتنبأ بها في سنة 2020 بقيمة 925,68 مليون طن، بنمو قدره 66% مقارنةً بسنة 2010.

ما يميز هذه الدراسة

يُمكن القول أن ما يميز الدراسة الحالية هو أنها الدراسة العربية الأولى على حد علم الباحث، التي تناولت موضوع التنبؤ بانبعاثات غاز CO2 باستخدام منهجية Box-Jenkins والنماذج الهجينة (ARIMA-GARCH)، وتحديداً في الجزائر، أما الدراسات الأجنبية والتي ذكرنا البعض منها سالفاً، فقد ركزت على مقارنة نماذج ARIMA مع طرق تنبؤ أخرى، وكذلك ما يميز دراستنا عنها هو طول المجال الزمني (1950-2018)، مما يسهل في بناء نموذج قياسي عالي الدقة التنبؤية، وتشابهت الدراسة الحالية مع الدراسات السابقة في أن نماذج ARIMA ساهمت في التنبؤ المستقبلي لانبعاثات غاز CO2، وأثبت على تزايد في كمية الانبعاثات.

أولاً: الأدبيات النظرية للدراسة

في هذا الجزء من هذه المساهمة البحثية، سنحاول التطرق بالتفصيل إلى الإطار النظري لمنهجية Box-Jenkins (مفهومها وأهم الخطوات والمراحل الواجب إتباعها لتطبيقها)، كما سيأتي:

مفهوم منهجية Box-Jenkins

يُعرف نموذج Box-Jenkins بنموذج الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك Autoregressive Moving Average (ARMA)، حيث يجمع هذا النموذج بين نموذج الانحدار الذاتي (AR) Autoregressive Model، ونموذج المتوسط المتحرك (MA) Moving Average Model (EL-Souda, 2000).

خطوات تطبيق منهجية Box-Jenkins

لبناء نموذج قياسي للتنبؤ بظاهرة معينة وفق منهجية Box-Jenkins، واستناداً إلى بيانات سلسلة زمنية ماضية، يجب إتباع المراحل التالية:

المرحلة الأولى: اختبار استقرار السلسلة الزمنية

أول خطوة لمنهجية Box-Jenkins هي دراسة استقرار السلسلة الزمنية من خلال إجراء إحدى أهم الاختبارات الإحصائية المعلومة والمتمثلة في:

- إختبار ديكي فولر الموسع (ADF): وهو أحد اختبارات جذر الوحدة، هذا الاختبار يستند على فرضية مفادها أن السلسلة الزمنية متولدة من عملية إنحدار ذاتي (AR) Autoregressive Process (محمّد س.، 2013). ويعتمد على تقدير النماذج الثلاث التالية:

$$\Delta X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + \delta_t + \varepsilon_t$$

حيث طور الباحثان ديكي وفولر في عام 1981 إختبارهم البسيط، وتوصلوا إلى إختبار جديد أطلق عليه إختبار ديكي-فولر الموسع (ADF) (العبدلي ع.، 2005، الصفحات 18-19). حيث يُعد بأنه أكثر كفاءة من الطرائق المستخدمة في معالجة البيانات التي تعاني جذر الوحدة، ويُوصف نموذج ADF بالمعادلة الرياضية التالية:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \phi X_{t-1} + \delta P \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث:

X_t : السلسلة الزمنية المراد إختبارها؛

Δ : الفرق الأول للسلسلة الزمنية؛

$\alpha, \beta, \phi, \delta$: المعلمات المراد تقديرها؛

P : عدد الارتدادات الزمنية؛

ε : التشويش الأبيض له متوسط حسابي مقداره 0 وتباين ثابت وأن عناصره غير مرتبطة ذاتياً.

$$\begin{cases} H_0: \phi = 0 \\ H_1: \phi < 0 \end{cases}$$

ونختبر الفرضيات الصّاعغة على النحو التالي:

إذ تبين لنا نتيجة الاختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحتوي على جذر الوحدة، نقوم بتحويلها إلى سلسلة مستقرة بتطبيق مرشح الفروق الأولى $\Delta = (1 - \beta)$ (العواد، 2012، صفحة 342)، ثم نقوم باختبار السلسلة الناتجة، فإن لم تكن مستقرة نطبق مرشح الفروق الأولى مرة ثانية، ونعيد الكرة حتى تُصبح السلسلة مستقرة.

- إختبار فيليبس بيرون (PP) (Phillips-Perron): هو أحد اختبارات جذر الوحدة ويُشبه إختبار ديكي-فولر، إلا أنه يستند إلى فرضية مفادها أن السلسلة الزمنية متولدة من النموذج المختلط (ARIMA) (Autoregressive integrated moving average)، وإختبار (PP) قدرة أفضل، لذا فهو أدق من إختبار (ADF)، خصوصاً لما في حالة العينات صغيرة الحجم، وفي حالة عدم انسجام نتائج الاختبارين فإنه من الأفضل اللجوء إلى إختبار فيليب

بيرون (PP) (العبدلي ع.، 2007، صفحة 20).

ويُجرى هذا الاختبار في أربعة مراحل نوجزها في النقاط التالية (شيخي، 2012، صفحة 212):

- التقدير بواسطة OLS للنماذج الثلاثة القاعدية لاختبار ديكي فولر مع حساب الإحصائيات المرافقة؛

- تقدير التباين قصير المدى: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$ ، حيث ε_t تمثل البواقي؛

- تقدير المعامل المصحح S_1^2 المسمى التباين طويل المدى والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج

السابقة، حيث: $S_1^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$

- حساب إحصائية فيليب بيرون: $t_{\hat{\theta}}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\theta}-1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}}} + \frac{T(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\theta}}}{\sqrt{k}}$ مع $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{S_1^2}$ والذي يُساوي الواحد في الحالة

التقريبية عندما تكون $\hat{\varepsilon}_t$ تشويشاً أبيضاً.

المرحلة الثانية: تشخيص النموذج

في هذه المرحلة يجب رسم دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للسلسلة الزمنية

المستقرة للحصول على فكرة عن قيم (p, d, q) للنموذج الملائم للسلسلة الزمنية. ولتحقيق ذلك يمكن الاستعانة بالجدول الآتي:

جدول (1)

السميات النظرية لدالتي (ACF) و (PACF)

النموذج	ACF	PACF
$AR(p)$	تضاؤل تدريجي بشكل أُسي	قطع بعد التباطؤ (p) (lag p). أي وجود (p) من التباطؤات المعنوية يليها تضاؤل باتجاه الصفر.
$MA(q)$	قطع بعد التباطؤ (q) (lag q). أي وجود (q) من التباطؤات المعنوية يليها تضاؤل باتجاه الصفر.	تضاؤل تدريجي بشكل أُسي
$ARMA(p,q)$	تضاؤل يبدأ بعد التباطؤ (q).	تضاؤل يبدأ بعد التباطؤ (p).

المصدر: (سعيد، 2017، صفحة 481)

المرحلة الثالثة: تقدير معاملات النموذج

هناك عدة طرائق لتقدير معاملات النموذج المقترح، من أهمها: طريقة المربعات الصغرى غير الخطية، طريقة

الإمكان الأعظم، حيث تُعتبر هذه الأخيرة الطريقة المفضلة عادةً (Dobre, 2008, p. 159).

المرحلة الرابعة: اختبار دقة النموذج

يتم اختبار دقة النموذج المقترح لمعرفة مدى ملائمته لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية، ومدى إمكانية استخدامه للتنبؤ

المستقبلي، من خلال توافر الشروط التالية (الكريم، 2012، صفحة 381):

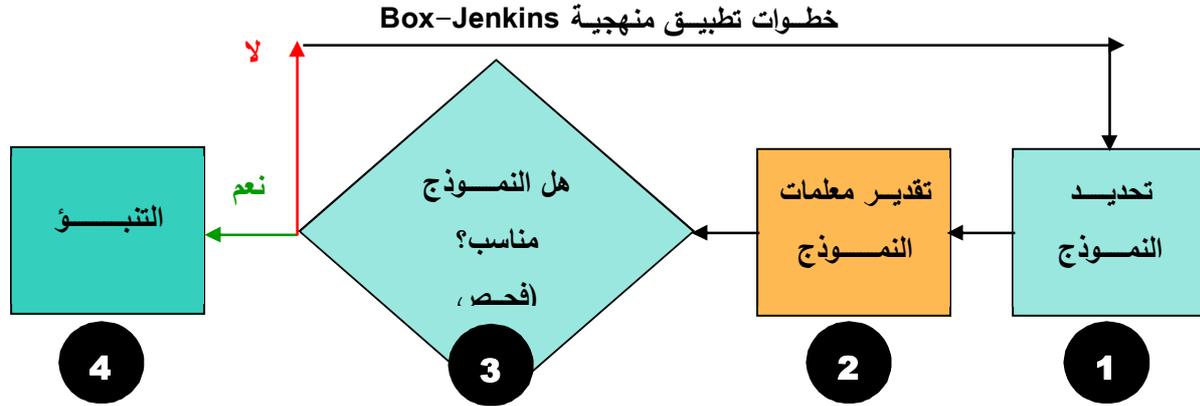
- اختبار (Ljung-Box) للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية (البواقي)، وكذلك اللجوء

إلى معاملات حدود الثقة لمعاملات (ACF) و (PACF) للأخطاء العشوائية (البواقي)، فإذا وجدت جميع

القيم المقدره لمعاملات (ACF) و (PACF) للبواقي داخل المجال $\left[-\frac{1,96}{\sqrt{n}}; +\frac{1,96}{\sqrt{n}}\right]$ باحتمال (0,95)،

عندئذ يُعتبر النموذج ممثلاً لبيانات السلسلة الزمنية، ويُمكن استخدامه للتنبؤ.
- اختبار (Jarque-Bera): للتأكد من أن الأخطاء العشوائية (البواقي) توزع توزيعاً طبيعياً.
يُمكن تلخيص إجراءات تطبيق منهجية بوكس-جينكنز في المخطط البياني التالي:

الشكل (1)



(Salah Zakaria, 2012, p. 33)Source:

ثانياً: الدراسة القياسية ومناقشة النتائج

بعد التطرق إلى الجانب النظري لمنهجية Box-Jenkins في التنبؤ لسلسلة زمنية لظاهرة ما، سوف نُحاول في هذا الجزء من هذه المساهمة البحثية في استخدام هذه المنهجية في بناء نموذج قياسي للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 2019-2025، إستناداً إلى بيانات سلسلة زمنية طولها 69 مشاهدة، وحسب بوكس وجينكنز فهي كافية لبناء نموذج له قدرة تنبؤية عالية.

تطور انبعاثات غاز CO2 في الجزائر

يُمثل الجدول رقم (2) تطور انبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1950-2018. حيث يُمثل انبعاثات غاز CO2 المتغير المستخدم في التحليل، وهي بيانات سنوية تم جمعها من موقع آفاق العالم وموقع البنك الدولي.

جدول (2)

تطور انبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة 1950-2018.

السنوات	القيمة (kt)						
1950	3,78	1968	9,05	1986	76,08	2004	87,85
1951	4,13	1969	11,26	1987	83,88	2005	106,47
1952	3,89	1970	15,06	1988	83,71	2006	100,20
1953	4,00	1971	18,65	1989	79,81	2007	108,40
1954	4,15	1972	28,32	1990	76,74	2008	109,03
1955	4,61	1973	38,28	1991	78,81	2009	120,19

117,81	2010	79,88	1992	31,88	1974	5,00	1956
119,81	2011	81,94	1993	32,00	1975	5,54	1957
128,11	2012	86,15	1994	39,13	1976	5,22	1958
132,43	2013	94,98	1995	41,84	1977	5,66	1959
143,19	2014	96,79	1996	62,46	1978	6,15	1960
150,70	2015	87,00	1997	45,55	1979	6,06	1961
147,58	2016	106,62	1998	66,42	1980	5,66	1962
147,22	2017	91,67	1999	46,34	1981	5,42	1963
165,39	2018	87,44	2000	39,17	1982	5,65	1964
		83,87	2001	52,50	1983	6,59	1965
		89,41	2002	70,95	1984	8,42	1966
		91,05	2003	72,61	1985	8,43	1967

المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى بيانات آفاق العالم وبيانات البنك الدولي. على الموقعين:

<https://perspective.usherbrooke.ca/bilan/BMEncyclopedie/BMEncycloListePays.jsp>

03.08.2020، تاريخ التصفح: <https://data.albankaldawli.org/indicator/EN.ATM.CO2E.KT>

يتضح من معطيات الجدول أعلاه، أن كمية انبعاثات غاز CO2 في الجزائر تزايدت بنسبة 89,14 % خلال العشرين سنة الأخيرة، أي من سنة 2000 إلى سنة 2018، حيث قفزت قيمة الانبعاث من 87,44 ألف كيلو طن في سنة 2000 إلى 165,39 ألف كيلو طن في سنة 2018، حيث احتلت الجزائر المرتبة 33 عالمياً من حيث نسبة انبعاثات الكربون سنة 2014، بما قدره 145 ألف طن، والمرتبة الثالثة إفريقيا بعد جنوب إفريقيا ومصر. وترجع أسباب تطور انبعاثات غاز CO2 في الجزائر إلى ما يلي:

- احتراق الوقود، ومصادر انبعاث الدخان مثل عوادم السيارات، والمصانع وحرائق الغابات؛
 - إنتاج الإسمنت، حيث تُصنّف مصانع الاسمنت في الجزائر في الخانة السوداء، حسب الديوان الوطني للإحصائيات اعتباراً لما تنفثه من غازات الاحتراق؛
 - العمليات الاستخراجية والتحويلية للنفط والغاز، وحركة النقل (تقادم وسائل النقل تزيد من نفث كميات كبيرة من غاز CO2)؛
 - زيادة الطلب على استهلاك الطاقة الأحفورية، بدل الطاقات المتجددة.
- وعلى الرغم من هذا، تبذل الجزائر الكثير من الجهود للتقليل من هذه الانبعاثات، من خلال تشجيع استهلاك الطاقة النظيفة، وتطوير البرامج الوطنية للطاقات المتجددة والنجاعة الطاقوية.

تطبيق منهجية Box-Jenkins على بيانات انبعاث غاز CO2 في الجزائر

في هذا الجزء من الدراسة سوف نُحاول بناء نموذج قياسي وفق منهجية Box-Jenkins، للتنبؤ بظاهرة انبعاث غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة المستقبلية الممتدة بين 2019 و2025، وذلك استناداً إلى بيانات سلسلة زمنية

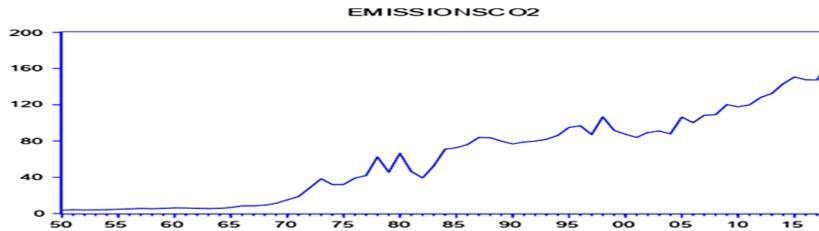
ممتدة بين 1950 و 2018، كما يلي:

دراسة إستقرارية السلسلة الزمنية لانبعاث غاز CO2 (EmissionCO2)

كخطوة أولى في مناقشة النتائج سنقوم بتحليل ودراسة شكل السلسلة الزمنية لتطورات انبعاث غاز CO2، وكذلك معرفة التغيرات الجوهرية الحاصلة لهذه السلسلة. في دراستنا هذه، تتكون السلسلة الزمنية من 69 مشاهدة وهي مبنية سنوياً من سنة 1950 إلى غاية 2018، والممثلة بيانياً كما يوضحه الشكل أدناه:

شكل (2)

التمثيل البياني للسلسلة الزمنية (EmissionCO2)



المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

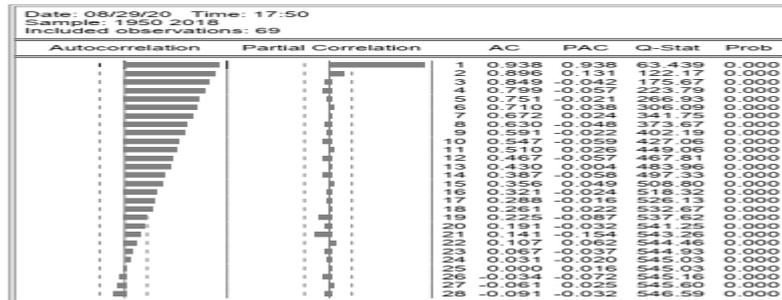
من خلال التمثيل البياني للسلسلة الزمنية لانبعاثات غاز CO2، يتضح أن السلسلة غير مستقرة، حيث هناك ارتفاع مستمر وبطريقة تصاعدية لانبعاثات غاز CO2، وبالتالي يمكن القول مبدئياً أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، وهذا ما تؤكده أو تنفيه الاختبارات اللاحقة.

- اختبار دالة الارتباط الذاتي البسيطة (AC) ودالة الارتباط الذاتي الجزئية (PAC)

بصورة عامة، فإن دالة الارتباط تُبين مدى ارتباط قيم السلسلة الزمنية المتجاورة، من خلال الشكل البياني الذي يوضح لنا دالة الارتباط الذاتي البسيطة (AC) ودالة الارتباط الذاتي الجزئية (PAC).

شكل (3)

المنحنى البياني لدالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة انبعاث غاز CO2



المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من الشكل البياني أعلاه، نلاحظ أن علاقة السلسلة بالقيم السابقة عند الفترة $(t - 1 = 0,938)$ ، وتأخذ في التراجع وتتناقص تدريجياً بنسب ضعيفة، إلى غاية الفترة $(t - 28 = -0,091)$. كما أن الارتباط الذاتي تتناقص قيمته إلى أدنى المستويات أي أن هناك تدهور أسي لدالة الارتباط الذاتي البسيطة. كما نلاحظ كذلك وجود نتوء على مستوى دالة الارتباط الذاتي الجزئية التي تمثل المتوسطات المتحركة. عندما نلاحظ إحصاءة (Q-Stat) فإنها كبيرة

جداً حيث قيمتها عند التأخير (28 - t) تساوي 546,59، وهي كبيرة جداً إذا ما قارناها بإحصاءة χ^2_{28} التي تساوي 41,3371، وهذا إن دل على شيء إنما يدل على أن السلسلة غير مستقرة. ولتأكيد أو نفي ذلك سوف نشرع في اختبارات جذر الوحدة كما يلي:

- الاختبار الموسع (Augmented Dickey & Fuller) A.D.F

نتائج اختبار استقرار السلسلة الزمنية وفق اختبار (ADF) مبينة في الجدول أدناه:

جدول (3)

نتائج اختبار استقرار السلسلة الزمنية حسب اختبار ديكي فولر المحسن (A.D.F)

النتيجة	عند الفروق الأولى		النتيجة	عند المستوى		المتغيرات
	Prob.	t-Statistic		Prob.	t-Statistic	
مستقرة	0,0000	-11,2568	غير مستقرة	0,9970	1,08131	بوجود قاطع وبدون اتجاه الزمن
مستقرة	0,0000	-11,4908	غير مستقرة	0,1337	-3,0230	بوجود القاطع واتجاه الزمن
مستقرة	0,0000	-10,0497	غير مستقرة	0,9996	3,2455	بدون قاطع وبدون اتجاه الزمن

المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن الاحتمالات الحرجة (Prob) أكبر من 5 % عند المستوى، وبالتالي وجود جذر الوحدة، أي أننا نرفض الفرض البديل ونقبل فرضية العدم التي تدعي عدم استقرار السلسلة الزمنية عند المستوى. عند الفروق من الدرجة الأولى، يتضح أن الاحتمالات الحرجة (Prob) أقل من 5 %، وعلى هذا الأساس نرفض الفرضية الصفريّة ونقبل الفرض البديل الذي يدعي على أن السلسلة الزمنية مستقرة عند الفرق الأول. ومنه نقول بأن سلسلة إنبعاث غاز CO2 غير مستقرة عند المستوى ومستقرة من الدرجة الأولى.

- اختبار Phillips-Perron (PP)

فيما يلي النتائج المتوصل إليها من تطبيق إختبار فيليب بيرون:

جدول (4)

نتائج اختبار استقرار السلسلة الزمنية حسب اختبار Phillips-Perron (PP)

النتيجة	عند الفروق الأولى		النتيجة	عند المستوى		المتغيرات
	Prob.	t-Statistic		Prob.	t-Statistic	
مستقرة	0,0000	-11,3266	غير مستقرة	0,9993	1,5460	بوجود قاطع وبدون اتجاه الزمن
مستقرة	0,0000	-11,9515	غير مستقرة	0,2322	-2,7199	بوجود القاطع واتجاه الزمن
مستقرة	0,0000	-9,9230	غير مستقرة	1,0000	3,8815	بدون قاطع وبدون اتجاه الزمن

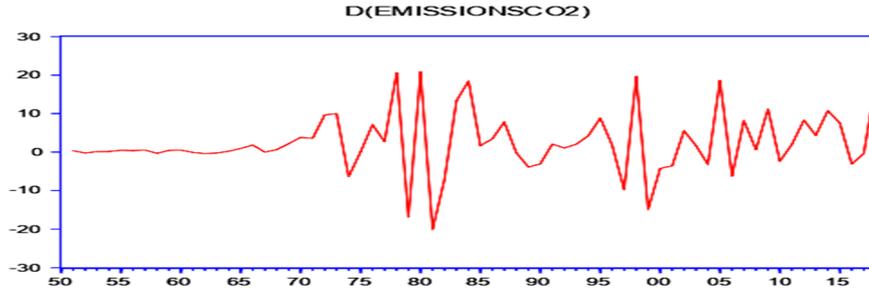
المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من خلال الجدول أعلاه أن الاحتمالات الحرجة (Prob) أكبر من 5 % عند المستوى، وبالتالي وجود جذر الوحدة، أي أننا نرفض الفرض البديل ونقبل فرضية العدم التي تدعي عدم استقرار السلسلة الزمنية عند المستوى.

عند الفروق من الدرجة الأولى، يتضح أن الاحتمالات الحرجة (Prob) أقل من 5 %، وعلى هذا الأساس نرفض الفرضية الصفريّة ونقبل الفرض البديل الذي يدعي على أن السلسلة الزمنية مستقرة عند الفرق الأول. ومنه نقول بأن سلسلة انبعاثات غاز CO2 غير مستقرة عند المستوى ومستقرة من الدرجة الأولى.

شكل (4)

التمثيل البياني للسلسلة الزمنية بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى (D(EmissionsCO2))



المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

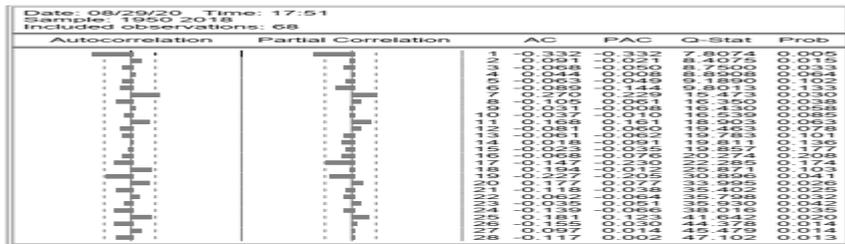
من خلال الشكل رقم (4) يتبين أن السلسلة الزمنية (EmissionsCO2) أصبحت مستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى عن طريق إختبارات الاستقرار (AFD & PP) الموضحة في الجدولين (3) و (4) أعلاه، أي أنها لا تحتوي لا على الموسمية ولا على اتجاه عام .

مرحلة التعرف على النموذج

يتم تحديد الرتب (p, d, q) لنموذج ARIMA (Autoregressive integrated moving average) ويتم التعرف على ذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي (ACF)، و دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)، وشكل الارتباط بين معامل كل دالة سابقة وطول الفجوة (. دالة (PACF) تُحدد لنا رتبة السياق (AR)، إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤات المعنوية هو رتبة (AR(p)، بينما تُحدد لنا دالة (ACF) رتبة السياق (MA(q)، إذا أصبحت هذه الدالة غير معنوية بعد عدد معين من التباطؤات، يكون عدد التباطؤات المعنوية هو رتبة (MA)، أما إذا كانت كل من (ACF)، (PACF)، تتخادم ولا تتعدم بعد عدد معين من التباطؤات فنكون أمام (ARMA(p, q).

شكل (5)

دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة (DEmissionsCO2)



المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من خلال الشكل أعلاه يتضح أن معاملات الارتباط الذاتي خارج مجال الثقة في المشاهدة 1 و 7، حيث درجة

الفرق ($d = 1$) وبالتالي يكون أمامنا احتمالات النماذج التالية: $ARIMA(1,1,1)$ ، $ARIMA(1,1,7)$ ، $ARIMA(7,1,1)$ ، $ARIMA(7,1,7)$ ، $ARIMA(17,1,1)$ ، $ARIMA(17,1,7)$.

جدول (5)

نتائج إختبار شوارتز وأكايكي

Model	SC	HQC	AIC
ARIMA (1, 1, 1)	7.047227	6.987572	6.948509
ARIMA (1, 1, 7)	6.957333	6.897678	6.858615
ARIMA (7, 1, 1)	7.066218	7.003090	6.962404
ARIMA (7, 1, 7)	7.186318	7.123190	7.082505
ARIMA (17, 1, 1)	7.263128	7.192915	7.149491
ARIMA (17, 1, 7)	7.359318	7.289105	7.245681

المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

بعد تقدير النماذج، وجدنا بأن أفضل نموذج هو: $ARIMA(1,1,7)$ نظراً لدلالاته الإحصائية، وكذلك قيم R^2 . Akaike، Schwarz، Handan-Quinn، هي الأقل مقارنة بالنماذج الأخرى وأعلى معامل التحديد (R^2).

جدول (6)

تقييم النموذج الأفضل

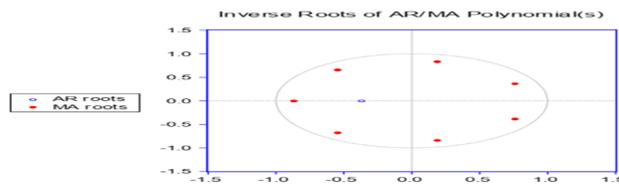
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.365406	0.121502	-3.007422	0.0038
MA(7)	0.338008	0.125655	2.689969	0.0091

المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من خلال مستوى المعنوية وقيم ديكي وشوارتز نقول أن نموذج $ARIMA(1,1,7)$ هو أفضل نموذج للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2 وفق منهجية بوكس-جينكنز، كما نلاحظ خلو النموذج من أي ارتباط ذاتي، ومن خلال قيمة D-W والتي بلغت (1.933961)، وكذلك معنوية كل من p, d, q . في الشكل البياني أدناه، تظهر الجذور المعكوسة لكثيرات الحدود المميزة (AR) و (MA) لإستقرار نموذج ARIMA.

الشكل (6)

الجذور المعكوسة لـ (AR) و (MA)



المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من الشكل البياني نقول بأن نموذج $ARIMA(1,1,7)$ المقترح مستقر لأن الجذور المعكوسة المقابلة لكثيرات

الحدود المميزة موجودة داخل الدائرة الأحادية.

مرحلة اختبار النموذج المقترح

يتم اختبار النموذج المقترح باستخدام دالة الارتباط الذاتي البسيط ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة البواقي، حيث أن كل معاملات تقع داخل مجال الثقة، ثم بإجراء اختبائي (Ljung-Box) و (Jarque-Bera) للبواقي.

- اختبار Ljung-Box

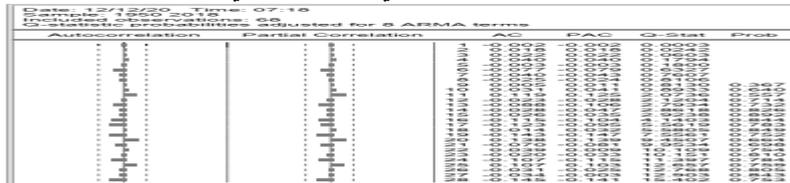
يتم اختبار Ljung-Box عبر مرحلتين هما: تحليل دالة الارتباط الذاتي لسلسلة بواقي التقدير وتحليل دالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي.

- تحليل دالة الارتباط الذاتي لسلسلة بواقي التقدير

لدينا: $Q^* = 15,402 < \chi_{28}^2 = 41,3371$ ، أي أن إحصائية Ljung-Box أقل تماماً من القيمة الحرجة لتوزيع χ_{28}^2 وهذا دليل على أن السلسلة تتبع توزيعاً عشوائياً، ومنه نقبل الفرضية الصفرية التي تدعي أن البواقي لها تشويش أبيض، أي أن معاملات دالة الارتباط الذاتي للبواقي معدومة، وبالتالي النموذج مقبول إحصائياً. وكذلك نلاحظ أن معاملات حدود الثقة لمعاملات (ACF) و (PACF) للأخطاء العشوائية (البواقي)، فإذا وجدت جميع القيم المقدرة لمعاملات (ACF) و (PACF) للبواقي داخل المجال $\left[-\frac{1,96}{\sqrt{n}}; +\frac{1,96}{\sqrt{n}}\right]$ باحتمال (0,95)، وعليه يمكن القول أن النموذج المقترح يمثل بيانات السلسلة الزمنية، ويمكن استخدامه للتنبؤ.

شكل (7)

معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة بواقي التقدير



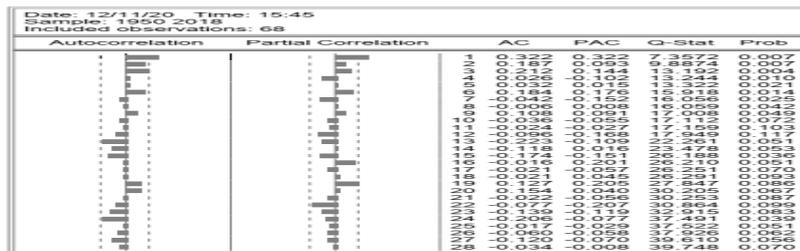
المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

- تحليل دالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي

نلاحظ أن معاملات دالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي تنتمي لمجال الثقة، وهذا يعني أنها مستقرة، وما يدعم القول هو إحصاءة Ljung-Box التي تساوي 39,748 وهي أقل من القيمة الحرجة لتوزيع χ_{28}^2 .

شكل (8)

معاملات الارتباط لسلسلة مربعات البواقي



المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من الشكل أعلاه، يتضح أن بعض القيم الاحتمالية لدالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي أقل من القيمة الحرجة 5%، والذي يتطابق مع مخطط الارتباط لمربعات البواقي (الفجوات الزمنية 1 و 3) وبالتالي هناك اختلاف في التباين أي عدم تجانس التباين (Heteroscedasticity) وبالتالي يتم اختبار أثر ARCH للأخطاء في نموذج $ARIMA(1,1,7)$.

- اختبار أثر ARCH للأخطاء في نموذج $ARIMA(1,1,7)$.
نتائج إختبار أثر ARCH مبينة في الجدول أدناه:

جدول (7)

إختبار أثر ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	8.030204	Prob. F(4,59)	0.0006
Obs*R-squared	7.367139	Prob. Chi-Square(4)	0.0066

المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

تبعاً لنتائج الجدول أعلاه، يتبين أن احتمال الإحصائية (Obs*R-squared) أقل من 5%، وهذا ما يقودنا إلى رفض الفرضية الصفرية التي تنص بأن تباين الأخطاء ثابت عبر الزمن، ونقبل الفرضية البديلة التي تدعي عدم ثبات التباين الشرطي، أي أن تباين الأخطاء ليس ثابتاً عبر الزمن، وبالتالي فإن البواقي تخضع لنموذج ARCH.

- اقتراح نموذج هجين $ARIMA-GARCH$ (Model hybride)

مما سبق نستنتج أن نموذج $ARIMA(1,1,7)$ يمكن اعتماده لتمثيل السلسلة الزمنية محل الدراسة، لكن لا يعتبر النموذج الأمثل في ذلك، حيث يمكن إدخال تعديلات عليه لتطويره وزيادة كفاءته، وسنختار لهذا الغرض نماذج GARCH، وذلك باستخدام بواقي نموذج $ARIMA(1,1,7)$ كمدخلات لنموذج GARCH للوصول إلى النموذج الهجين $GARCH(r, s) - ARIMA(p, d, q)$.

- اختيار النموذج الأفضل للنماذج الهجينة $ARIMA(p, d, p) - GARCH(r, s)$

للمفاضلة بين النماذج الإحصائية المستخدمة منفردة كانت أو هجينة، يتم عادة استخدام معايير لقياس جودة ودقة تقدير النموذج الإحصائي، حيث يكون الهدف هو إيجاد النموذج الذي يحقق أقل قيمة لهذه المعايير، ومن بين هذه المعايير هي: أكيكي (AIC) و شوارتز (SC)، وحنان كوين (H-QC)، حيث النموذج الذي يحتوي على أصغر قيم هذه المعايير يُعتبر من أفضل النماذج ويُعتبر النموذج الأنسب والأمثل لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية. نتائج المفاضلة بين النماذج الهجينة المقترحة موضحة في الجدول (8) أدناه:

جدول (8)

نتائج المقاضلة بين النماذج الهجينة المقترحة ARIMA(1,1,7)-GARCH(r,s)

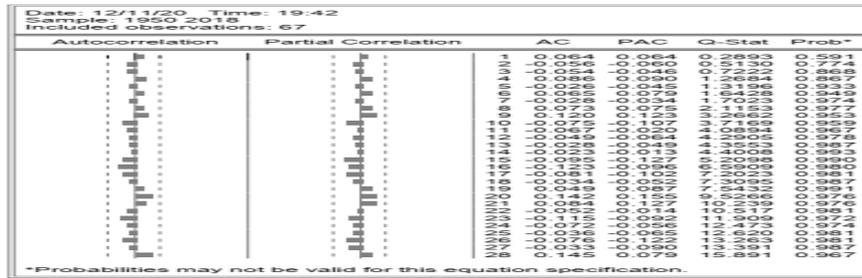
Mode I	ARIMA(1, 1, 7)	ARIMA(1, 1, 7) – GARCH(1, 0)	ARIMA(1, 1, 7) – GARCH(1, 1)	ARIMA(1, 1, 7) – GARCH(1, 2)	ARIMA(1, 1, 7) – GARCH(2, 1)	ARIMA (1,1,7)-GARCH(2,2)
AIC	7.004285	6.943144	6.007656	6.034709	6.032955	6.878684
SC	7.330683	7.305108	6.402527	6.462485	6.460732	7.339366
H-QC	7.133614	7.086374	6.163908	6.203981	6.202228	7.060977

المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من خلال نتائج الجدول أعلاه يتضح أن أقل قيمة للمعايير الإحصائية (AIC, SC, H-QC) هي للنموذج ARIMA(1,1,7) – GARCH(1,1). وبالتالي أفضل نموذج هو ARIMA(1,1,7) – GARCH(1,1). كما نلاحظ أن معاملات دالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي تنتمي لمجال الثقة، وهذا يعني أنها مستقرة، وما يدعم القول هو إحصاءة Ljung-Box التي تساوي 15,891 وهي أصغر من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2_{28} ، كما أن جميع النتوءات داخل مجال الثقة (أنظر الشكل 9).

شكل (9)

معاملات الارتباط لسلسلة مربعات البواقي للنموذج الهجين ARIMA(1, 1, 7) – GARCH(1, 1).



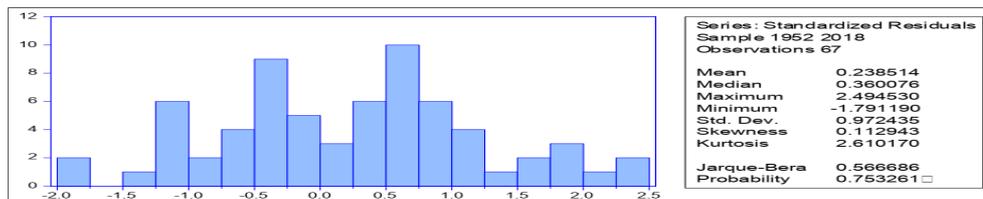
المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

- اختبار Jarque-Bera

يسمح إختبار (Jarque-Bera) بتبيان مدى إتباع سلسلة البواقي للتوزيع الطبيعي، النتائج المتوصل إليها مبينة في الشكل أدناه:

شكل (10)

إختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي للنموذج الهجين ARIMA(1, 1, 7) – GARCH(1, 1).



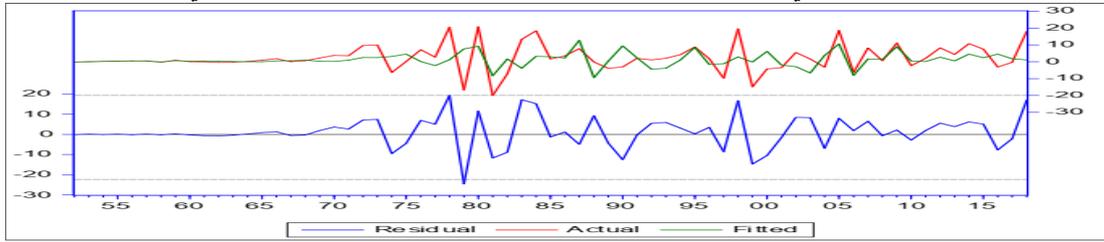
المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

نلاحظ من الشكل أعلاه أن إحصائية (Jarque-Bera) أكبر من 5% ومنه سلسلة التشويش الأبيض تتبع التوزيع الطبيعي. كما نلاحظ أن إحصائية (Jarque-Bera) المحسوبة تساوي 0,566686 وهي أقل من الإحصائية المجدولة عند $\chi^2_{(0,05)} = 5,99$ ، وبما أن إحصائه أكبر من 0,05 فإن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

مرحلة التنبؤ بانبعاثات غاز CO2 باستخدام النموذج الهجين $ARIMA(1, 1, 7) - GARCH(1, 1)$. التنبؤ هو المرحلة الأخيرة من مراحل التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، ولا يمكن الانتقال إلى هذه المرحلة إلا بعد التأكد من إجراء جميع الفحوص والاختبارات الإحصائية الضرورية لتشخيص النموذج الذي أُختير في المراحل السابقة، وحيث أنه تم التوصل إلى أن النموذج الهجين الأمثل للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 2019-2025 هو النموذج $ARIMA(1,1,7) - GARCH(1,1)$.

شكل (11)

التمثيل البياني للسلسلة الزمنية الأصلية والمتوقعة وسلسلة البواقي



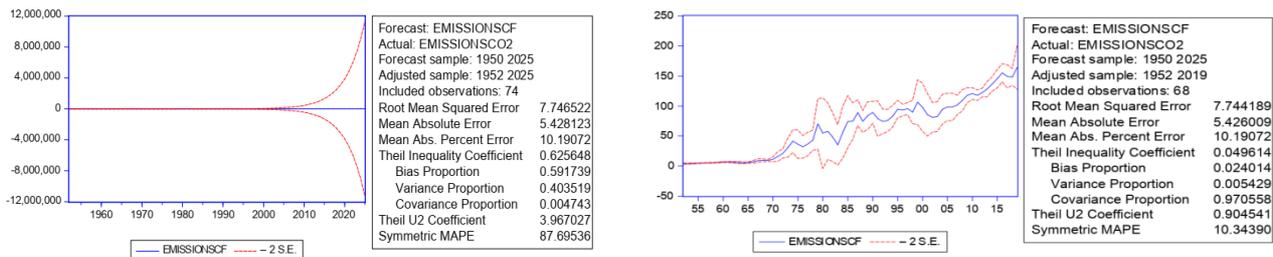
المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

نلاحظ التطابق شبه التام بين منحنى السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدر (Fitted)، وهذا إن دل على شيء إنما يدل على مدى تقارب النموذج المقدر من المعطيات الواقعية. أما منحنى سلسلة البواقي (Residual) فيلتف بشكل عشوائي على محور الفواصل مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2 بواسطة النموذج الهجين $ARIMA(1,1,7) - GARCH(1,1)$ ، نستخدم طريقتي التنبؤ الديناميكي (Dynamic forecast) والثابت (Static forecast). الشكل (12) يوضح أن قيمة $MAPE = 10,19072$ (Mean Abs. Percent Error)، وهي قيمة مقبولة جداً مادامت هذه القيمة أكبر من 10% وأصغر من 20%، كما أن منحنى التنبؤ بانبعاثات غاز CO2 يقع داخل المجال $[\pm 2S.E]$. وبالتالي فإن سلسلة انبعاثات غاز CO2 التنبؤية مستقرة والنموذج $ARIMA(1,1,7) - GARCH(1,1)$ نموذج جيد للتنبؤ.

شكل (12)

التنبؤ الديناميكي والثابت بانبعاثات غاز CO2 للنموذج الهجين $ARIMA(1, 1, 7) - GARCH(1, 1)$



المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

من خلال الاختبارات السابقة يُمكن القول أن النموذج $ARIMA(1,1,7) - GARCH(1,1)$ مقبول وجيد إحصائياً، وقابل للتطبيق في التنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة 2019-2025، والنتائج المتحصل عليها موضحة في الجدول أدناه:

جدول (9)

التنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة 2019-2025 باستخدام النموذج الهجين
 $ARIMA(1, 1, 7) - GARCH(1, 1)$

السنوات	القيمة المتنبأ بها (k.t)	السنوات	القيمة المتنبأ بها (k.t)
2019	168,0291	2023	177,6497
2020	170,4343	2024	180,0594
2021	172,8394	2025	182,4601
2022	175,2446	-----	-----

المصدر: من إعداد الباحث استناداً إلى مخرجات برنامج Eviews. 10

الخاتمة

حاولنا من خلال هذه الورقة العلمية إلى استخدام طرق التنبؤ العلمي المتمثلة في منهجية بوكس-جينكنز للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2، وبتطبيق هذه المنهجية على السلسلة الزمنية لانبعاثات غاز CO2 في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 1950 و 2018، إتضح أنه في مرحلة تشخيص النموذج وجد أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، وباستخدام الفروق تم تحويلها لتستقر عند الفرق الأول، وذلك تبعاً للاختبارات الإحصائية المعروفة (إختبار ديكي فولر ADF واختبار فيليب بيرون PP) التي أثبتت ذلك. وفي المرحلة الثانية من مراحل تطبيق منهجية بوكس-جينكنز، وبالاستناد طبعاً إلى منحنى دالة الارتباط الذاتي البسيط ودالة الارتباط الذاتي الجزئي، حيث قمنا بتقدير النماذج المقترحة والممكنة، وتوصلت دراستنا إلى انتقاء نموذج ARIMA(1,1,7) لتمثيل السلسلة الزمنية محل الدراسة، لكن لا يُعتبر النموذج الأمثل في ذلك، حيث تم إدخال تعديلات عليه لتطويره وزيادة كفاءته، من خلال الدمج بين نماذج GARCH ونموذج ARIMA(1,1,7) للوصول إلى النموذج الهجين. ARIMA(p, d, q) – GARCH(p, q)، وبعد الفحص والتحليل والتفاضل بين النماذج الهجينة المقترحة بالاعتماد على المعايير الإحصائية المعروفة، تم التوصل إلى انتقاء أفضل نموذج للتنبؤ بانبعاثات غاز CO2 في الجزائر من النوع ARIMA(1,1,7) – GARCH(1,1). كما خلصت دراستنا إلى أن النموذج مقبول إحصائياً وذلك تبعاً لقيمة (MAPE)، فضلاً على أن النموذج القياسي الذي تم بناؤه يُمثل بيانات السلسلة الزمنية، ويمكن استخدامه للتنبؤ، وبفضله تم تقدير التنبؤ السنوي لانبعاثات غاز ثاني أوكسيد الكربون (CO2) في الجزائر خلال الفترة الممتدة بين 2019-2025، والذي كان في تزايد مستمر، ويتوقع أن تزيد عن 180 ألف كيلو طن في سنة 2025.

بناءً على النتائج المتوصل إليها من خلال هذه المساهمة البحثية، واستناداً إلى الدراسات السابقة، فإن الدراسة تُوصي بما يأتي:

- ضرورة الاهتمام بأساليب وأدوات التنبؤ الحديثة لتحليل السلاسل الزمنية، ولا سيما منهجية بوكس-جينكنز، لما تمتاز به من دقة في النتائج والقيم المتنبأ بها على المدى القصير، وهذا ما أثبتته القيم المتوقعة مع القيم الفعلية، كما أثبتت هذه المنهجية نجاحها في التنبؤ؛
- العمل على تقليل الانبعاث الخاصة بالمصانع، لاسيما مصانع الاسمنت، وذلك بوضع رقابة شديدة عليها، وفرض الضرائب البيئية عليها؛
- ضرورة التحول من الاعتماد على مصادر الطاقة التقليدية إلى مصادر الطاقة المتجددة؛
- دفع مختلف الجهات المعنية إلى تحسين كفاءة استخدام الطاقة، والترويج للطاقة المتجددة؛
- دعم مشاريع الطاقة البديلة الصديقة للبيئة وغيرها من الإجراءات، التي تُقلص من زيادة انبعاث غاز CO2.

قائمة المراجع

المراجع باللغة العربية

- بوعزة زياد، رتيعة محمد. (2019). استخدام نموذج ARDL لقياس أثر المتغيرات الاقتصادية في التكوين الرأسمالي الثابت. مجلة الاستراتيجية والتنمية ، 09 (03 مكرر (الجزء الأول))، 52-72.

- دبوش عبد القادر، بيري نورة. (2017). دور الاستثمار الأجنبي المباشر في التنمية الاقتصادية. مجلة العلوم الاقتصادية، 18 (2)، 120-135.
- رشا عادل سعيد. (2017). إعداد خطة قبول خمسية للطلبة في كلية الإدارة والاقتصاد/جامعة بغداد باستخدام منهجية (بوكس-جينكنز) لتحليل السلاسل الزمنية. مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، 23 (97)، 473-492.
- سعد عبد نجم العبدلي. (2013). تحليل العلاقة السببية بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت والنتائج المحلي الإجمالي للقطاع العراقي للمدة 1980-2010. مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، 19 (73)، 280-307.
- سلامي أحمد، شيخي محمد. (2013). اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2011). مجلة الباحث (13)، 121-134.
- ضويفي حمزة، علي عبد الصمد عمر. (2020). أثر الحوكمة الرشيدة في القطاع العام على تكوين رأس المال الثابت في الدول العربية دراسة قياسية باستعمال بيانات البانل الفترة (2002-2018). مجلة معهد العلوم الاقتصادية، 23 (01)، 237-256.
- طعمة، سعدية عبد الكريم. (2012). استخدام تحليل السلاسل الزمنية للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الأنبار. مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية، 4 (8)، 371-392.
- عابد العبدلي. (2007). محددات الطلب على واردات المملكة السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ. مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، 32، 2-56.
- عايد العبدلي. (2005). تقدير أثر الصادرات على النمو الاقتصادي في الدول الإسلامية، دراسة تحليلية قياسية. (جامعة الأزهر، المحرر) مجلة مركز صالح عبد الله كامل للاقتصاد الإسلامي، السنة التاسعة (27).
- عثمان نقار، منذر العواد. (2012). التنبؤ ودراسة العلاقة السببية باستخدام نماذج VAR بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سورية. مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، 28 (2)، 337-360.
- محمد شيخي. (2012). طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات (الإصدار الطبعة 1). عمان، الأردن: دار حامد للنشر والتوزيع.
- هيكل عبد العزيز فهمي. (1980). موسوعة المصطلحات الاقتصادية والإحصائية. بيروت، لبنان: دار النهضة العربية.

المراجع باللغة الأجنبية

- Dobre, I. &. (2008). Modeling Unemployment Rate Using Box-Jenkins Procedure. Journal of Applied Quantitative Methods (JAQM), 3 (2), 156-166.
- EL-Souda, R. (2000). Time Series Identification. Master's Thesis . faculty of Economic and Political Sciences, Cairo University.
- Greene, W. H. (2012). Econometric Analysis (éd. 7th). New York University rentice Hall.
- Kanu, S. I. (2015). Capital Expenditures and Gross Fixed Capital Formation in Nigeria. Research Journal of Finance and Accounting , 6 (12), 188-197.
- Peter Kipkruilangat .(2009) .the determinants of fixed capital formation in kenya (1973-2007 .(university of Nairobi, Master' sThesis of arts in economics,the school ofeconomics.
- Servén, L. (2007). Fiscal Rules, Public Investment, and Growth. World Bank Policy Research Working Paper (4382), 1-33.

المراجع العربية باللغة الإنجليزية

- Bouazza, Z. Retia, M. (2019). Using the ARDL model to measure the impact of economic variables on fixed capital formation. Journal of Strategy and Development, 09 (03bis, Part1),

52-72.

- Debboush, A., Birri, N. (2017). The role of foreign direct investment in economic development. *Journal of Economic Sciences*, 18 (2), 120-135.
- Rasha, A. (2017). Preparing a five-year admission plan for students in the College of Business and Economics / University of Baghdad using the methodology (Box-Jenkins) commercial chains analysis. *Journal of Economic and Management Sciences*, 23 (97), 473-492.
- Saad Abd-Najem, A. (2013). Analysis of the causal relationship between gross fixed capital formation and the Iraqi sector's GDP for the period 1980-2010. *Journal of Economic and Management Sciences*, 19 (73), 280-307.
- Salami, A., Cheikhi, M. (2013). Examining the causal relationship and mutual complementarity between saving and investment in the Algerian economy during the period (1970-2011). *Researcher Journal* (13), 121-134.
- Dhuifi, H., Ali Abd Al-Samad, O. (2020). The effect of good governance in the public sector on the formation of fixed capital in the Arab countries, a standard study using data published in the Arab countries, a standard study using data Tibet (2002) *Journal of the Institute of Economic Sciences*, 23 (01), 237-256.
- Taama Saâdia, A. (2012). Use of time series analysis to predict the numbers of people with malignant tumors in Anbar Governorate. *Anbar University Journal of Economic and Management Sciences*, 4 (8), 371-392.
- Abed, A. (2007). Determinants of the Kingdom's import demand within the framework of joint integration and error correction. *Journal of the Saleh Kamel Center for Islamic Economics*, 32, 2-56.
- Ayed, A. (2005). Estimating the Impact of Exports on Economic Growth in Islamic Countries, a Standard Analytical Study. (Al-Azhar University, Editor) *The magazine of the Saleh Abdullah Kamel Center for Islamic Economics*, the ninth year (27).
- Othman, N., Mounther, A. (2012). Predicting and studying the causal relationship, using VAR models, between GDP and total capital formation in Syria. *Damascus University Journal of Economic and Legal Sciences*, 28 (2), 337-360.
- Mohamed, C. (2012). *Econometrics Methods Lectures and Applications* (1st Edition Edition). Amman, Jordan: Hamed House for Publishing and Distribution.
- Heikkel, A, F. (1980). *Encyclopédie des termes économiques et statistiques*. Beyrouth, Liban: La Maison de la Renaissance arabe.