

Using Econometric Models to Estimate The Relationship between Electricity Generation from Nuclear Energy and Carbon Emissions with The Applied on Egypt

Abeer Mohamed Abdel Razek Youssef ¹, Dr.Redha EL Adel ², Dr. Hebatallah Adam ³,*

¹ Ain Shams University Doctoral Fellow - Faculty of Business Ain Shams University

² Professor of Economics - University Faculty of Business Ain Shams University

³Assistant Professor- University Faculty of Business Ain Shams University

Abstract

The sources of energy from coal, oil and gas have become one of the worst reliable sources of energy, and the cost of burning crude oil products in power stations is increasing in light of a world in which oil supplies are increasingly scarce, and this has a negative impact on the economic and environmental side, and it is necessary to find sources of Alternative and more efficient and reliable in the production of electric power, and therefore the best alternatives from energy sources are tested, especially the consumption of nuclear energy and study its impact on carbon dioxide emissions.

Keywords

Stability Testing, Unit Root Tests, Dynamic Model, Aggregate Regression, Fixed Effects, Random Effects .

Acknowledgement

*I would like to express my deep gratitude to the people who helped me and I wish to thank for their contribution to this project : **Dr. Tamer Abdel Moneim Rady**, Head of the Department of Economics, Ain Shams University. **Dr. Salah Al-Mahdi**, Professor of Statistics, Faculty of Graduate Studies for Statistical Research, Cairo University , **Dr Mohamed Retia**, Professor of Statistics, and applied economic. Economics Applied to Development Laboratory. Yahia Farès University of Medea, Algeria. **Dr Hacene Bouamra** : Quantitive economics,The Algerian-African Economic Integration Laboratory. University of adrar Algeria .**DR. Eng. Mohammed M. El-Mougher Ahmed**: Assistant Professor-Master Program of Crisis and Disaster Management- Assistant Professor-Faculty of Engineering, Palestine University .**Dr. Faisal Ghazi Faisal** : Jannat Al-Iraq College Private College for Humanities .**Dr. Youssef Ibrahim Kamal** : PhD Fellowship in Economics, Ain Shams University .**Dr. Abdullah Mohammed Ail Alosimi** : Fellowship PhD in Economics, Ain Shams University.**Dr. Yassin Attia Abdel***

Mageed , Assistant teacher at the Faculty of Arabic Language, Al-Azhar University in Cairo, Linguistic and Grammar references. *Adnan Khalfan Salem Al-Balushi*, and *Mohamed Srouji*, master's student, Faculty of Statistics, Cairo University. *Dr. Hossam Eldin M. Abdelkader*, Associate professor Economic Dep., Faculty of Commerce, Ain Shams University, Egypt. *Dr. Mahmoud Amin*, Faculty of Business, Ain Shams University . *Dr Taha Abdel Razek Yousef Badr*, a master's student at the Institute of Statistics Cairo University, *Dr. Eid Rashad Elkilany*, Faculty of Business, Ain Shams University.

Introduction

The first axis: Proving the second hypothesis that there is a significant relationship with statistical significance to test that the consumption of nuclear energy reduces carbon dioxide emissions and has a positive impact on the environment:

A- Study variables: The variables used in estimating the model can be defined as follows:

Table No. 28 Study variables

Variable Name	Definition	Measuring Unit	Variable type
CO2	Carbon dioxide as an indicator of environmental pollution	Million Tons	Dependent variable
NUCLEAR	Nuclear energy consumption	Million Tons Of Oil Equivalent	Independent variable
GAS	Natural gas consumption	Million Tons Of Oil Equivalent	Independent variable
COAL	Coal consumption	Million Tons Of Oil Equivalent	Independent variable
OIL	oil consumption	Million Tons Of Oil Equivalent	Independent variable
Hydroelectricity	Hydroelectricity consumption	Million Tons Of Oil Equivalent	Independent variable
Renewable sources	Renewable energy consumption	Million Tons Of Oil Equivalent	Independent variable

Source : BP review of world energy 2019. https://www.bp.com/content/dam/bp/en/corporate/pdf/energy_economics/statistical-review-2019/bp-statistical-review-of-world-energy-2019-full-report.pdf page 49.

B - The study population and sample: Carbon dioxide was chosen as an indicator of environmental pollution and a response variable (continued) for the sample of foreign countries, while the consumption

of nuclear energy, gas, coal, oil, hydroelectric and renewable energy was included as an independent and explanatory variable. 2008 to 2018, but when estimating the second-order variance method two years were omitted; When using the determination method, the first and second observations are deleted, but the sample remains the same, and it became from 2010 to 2018, so the number of observations used in the total sample is 284.

Table No. 29 of the countries under study

Country	Country	Country
Iran-22	Germany-11	Canada-1
South Africa-23	Hungary-12	Mexico-2
China-24	Netherlands-13	US-3
India-25	Romania-14	Total North America-4
Japan-26	Spain-15	Argentina-5
Pakistan-27	Sweden-16	Brazil-6
South Korea-28	Switzerland-17	Belgium-7
Taiwan-29	Ukraine-18	Czech Republic-8
OECD-30	United Kingdom-19	Finland-9
Non-OECD-31	Other Europe-20	France-10
European Union-32	Russian Federation-21	

Source : BP review of world energy 2019. https://www.bp.com/content/dam/bp/en/corporate/pdf/energy_economics/statistical-review-2019/bp-statistical-review-of-world-energy-2019-full-report.pdf page 1-49.

A- Estimating the model and verifying the stability of the study variables:

First: The stability of variables and unit root tests to study stability

In contrast to the tests for time series, the stability tests related to longitudinal data are numerous, and a number of developed tests have recently appeared to analyze and examine the unit root tests of panel data, and the most widely used are:

-Levin, Lin and Chu test: 2002 - LLC

-Breitung test: 2000

-Im, Pesaran and Shin test: 2003 - IPS

-Fisher-type tests using ADF and PP tests-Maddala and Wu:1999 and Choi: 2001 tests

Hadri test: 2000.

Panel root unit tests are superior to time series unit root tests ; Because it includes both sectional and time-series informational content, which leads to more accurate results than individual time-series tests. In short, the most common unit root tests (LLC: 2002) and (IPS: 2003) will be used to detect the time series properties of panel variables. Both tests are based on the Dickey-Fuller regression equation or its extended formulation (DF or ADF), and the LLC test takes the following form:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k Y_{i,t-k} + \delta_i t + \theta_t + u_{it} \dots\dots(19)$$

It takes into account the two-way fixed effects through the parameters ((α_i)) and ((θ_t)). The model tests the hypothesis of a common unit root process, and thus assumes that the parameter of the slowing variable for one period (ρ) is homogeneous across countries, and becomes the null hypothesis with a common unit root (H0: $\rho = 0$), versus the alternative hypothesis of no common unit root (H1 : $\rho < 0$) However, the negative of the (LLC) test lies in that it constrains (ρ) to be homogeneous across countries, so the (IPS) test expanded the (LLC) test to allow the parameter of the variable ($Y_{i,t-1}$) to vary across countries, and takes The test is in the following format:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k Y_{i,t-k} + \delta_i t + u_{it} \dots\dots\dots(20)$$

Separate ADF regressions are performed for each country variable (i), allowing for variance of parameter values, residual variances, and length of slowdowns. The null hypothesis becomes that all variables are unstable (H0: $\rho_i = 0$ for all i), and the alternative is that there is at least one stable variable (H1: $\rho < 0$ for at least one i). The (IPS) test assumes that the number of temporal observations is equal for all countries, and the average (t) statistic is obtained from separate individual regressions (ADF) for each country variable according to the formula:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i}$$

In order to determine the stability of the variables used in the model, the unit root was tested using unit root tests for the panel data (IPS test) and (LLC test) as in the previous formulas (19) and (20). As well as the previous two ADF test, and the following table presents the results of testing the level of the variables, where the results of the three tests reveal the absence of evidence of the stability of all the variables, and it is clear that the null hypothesis that says the existence of a unit root is not rejected, except for the two variables NUCLEAR and HYDRO, where it was found that they are stable at the level Also, the ADF and LLC tests indicated that COAL is stable, while it was unstable in the IPS test at the level of 5%, and as long as one of the two tests indicated its instability, we can treat it as an unstable variable.

Table No. 30 stability tests for the level of variables using the panel root unit tests

ADF test		LLC test		IPS test		variables ¹
Prob	statistic	prob	statistic	prob	statistic	

0.27	70.31	0.00	-6.39	0.55	0.146	Co2
0.001	100	0.00	-10.56	0.050	-1.46	NUCLEAR
0.00	98.57	0.00	-5.15	0.13	-1.12	COAL
0.00	101	0.00	-10.44	0.031	-1.85	HYDRO
0.13	76.73	0.00	-5.94	0.45	-0.108	Natural gaz
0.79	54.6	0.00	-6.00	0.90	1.33	Oil
0.99	28.83	0.71	0.58	0.99	3.11	Renewable

Source: prepared by the researcher based on the outputs of Eviews10 (see the appendices of Table No. 45-66)

It was found through the above table when applying the IPS and ADF test at the level to these data that most of the variables are unstable, as the calculated values for the test were less than the tabular values at the 5% level of significance, that is, we accept the basic hypothesis that the variables suffer from the problem of instability, The LLC test also showed that these variables are mostly stable at the level, except for the oil and renewable variables (see Appendix), and HYDRO is the only variable that all tests agree on stability; As for the other variables, the tests differed in their judgment, and from it it can be said that the variables are unstable at the level, especially by relying on the LLC test as it is very important; Which necessitates conducting a stability test for the first difference for the unstable variables shown in the table below.

Table No. 31 Unit root tests for differences in variables using panel unit root tests

ADF test		LLC test		IPS test		variables
prob	statistic	prob الإختِمالية	Statistic	prob الإختِمالية	statistic الاختبار	
0.00	103.83	0.00	8.82-	0.00	-1.40	Dco2
0.00	124.82	0.00	-14.39	0.00	-2.75	DNUCLEAR
0.00	138.26	0.00	-16.36	0.00	-2.61	DCOAL
0.00	124.52	0.00	-8.17	0.00	-4.05	DNatural gaz
0.00	123.16	0.00	-15.51	0.00	-2.58	Doil
0.00	142.02	0.00	-6.17	0.00	-4.81	DRenewable

prepared by the researcher based on the statistical program EViews, 10th edition (see the appendices of Table No. 45-66)

When examining the tests of the first difference for the variables of the Panel models as in Table No. (34), we note that the statistic of the two tests for the first differences of the variables is significant at the 1% level, that is, the rejection of the null saying that there is a unit root in the panel series, and the acceptance of the alternative hypothesis with the stability of the first-difference panel variables, Accordingly, it can be concluded that the series of unstable panel variables is integral of the first degree, while its first difference is integral of degree zero. Except for the HYDRO variable, which is stable in origin, and therefore there is no cross-integration between the study variables.

استخدام النماذج القياسية لتقدير العلاقة بين توليد الكهرباء من الطاقة النووية وانبعاثات الكربون مع التطبيق علي مصر

مقدمة :

إنَّ مصادر الطاقة من الفحم والنفط والغاز أصبحوا من أسوأ مصادر الطاقة التي يمكن الاعتماد عليها ، وتكلفة حرق منتجات النفط الخام في محطات توليد الطاقة تتزايد في ظل عالم يتزايد فيه ندرة الإمدادات النفطية ، وهذا له أثر سلبي على الجانب الاقتصادي والبيئي ، ولابد من التوصل إلى مصادر بديلة وأكثر كفاءة يمكن الاعتماد عليها في إنتاج الطاقة الكهربائية ، وبالتالي يتم اختبار أفضل البدائل من مصادر الطاقة ولا سيما استهلاك الطاقة النووية ودراسة تأثيرها علي انبعاثات ثاني أكسيد الكربون.

المحور الأول : إثبات الفرضية الثانية أنه توجد علاقة معنوية ذات دلالة إحصائية لإختبار أنَّ استهلاك الطاقة النووية يقلل من انبعاثات ثاني أكسيد الكربون و ذات تأثير إيجابي علي البيئة

أ- متغيرات الدراسة : يمكن تعريف المتغيرات المستخدمة في تقدير النموذج على النحو التالي :

جدول رقم 1 متغيرات الدراسة

اسم المتغير	التعريف	وحدة القياس	نوع المتغير
			Variable Name
CO2	ثاني أكسيد الكربون كمؤشر للتلوث البيئي	مليون طن	المتغير التابع
NUCLEAR	استهلاك الطاقة النووية	مليون طن مكافئ النفط	المتغير المستقل
GAS	استهلاك الغاز الطبيعي	مليون طن مكافئ النفط	المتغير المستقل

المتغير المستقل	مليون طن مكافئ للنفط	استهلاك الفحم	COAL
المتغير المستقل	مليون طن مكافئ للنفط	استهلاك النفط	OIL
المتغير المستقل	مليون طن مكافئ للنفط	استهلاك الطاقة الكهرومائية	Hydroelectricity
المتغير المستقل	مليون طن مكافئ للنفط	استهلاك الطاقة المتجددة	Renewable sources

Source : BP review of world energy 2019. https://www.bp.com/content/dam/bp/en/corporate/pdf/energy_economics/statistical-review-2019/bp-statistical-review-of-world-energy-2019-full-report.pdf page 49.

ب- **مجتمع وعينة الدراسة** : تم إختيار ثاني أكسيد الكربون كمؤشر للتلوث البيئي ومتغير استجابة (تابع) لعينة الدول الأجنبية ، بينما أدرج كلاً من استهلاك الطاقة النووية و الغاز والفحم والنفط وكهرومائية والمتجددة كمتغير مستقل ومفسر، وتغطي الدراسة الدول الأجنبية المتوافرة بياناتها تمثل 32 دولة خلال الفترة 2008 إلى 2018 ، ولكن عند تقدير طريقة الفروق من الدرجة الثانية حُذفت سنتان ؛ فعند استخدام طريقة العزوم تُحذف المشاهدين الأولى والثانية ، ولكن العينة تبقى كما هي ، وأصبحت من 2010 إلى 2018 ، وبذلك يكون عدد المشاهدات المستخدمة في العينة الكلية 284 مشاهدة .

جدول رقم 2 الدول محل الدراسة

Country	Country	Country
Iran-22	Germany-11	Canada-1
South Africa-23	Hungary-12	Mexico-2
China-24	Netherlands-13	US-3
India-25	Romania-14	Total North -4
Japan-26	Spain-15	America
Pakistan-27	Sweden-16	Argentina-5
South Korea-28	Switzerland-17	Brazil-6
Taiwan-29	Ukraine-18	Belgium-7
OECD-30	United Kingdom-19	Czech Republic-8
Non-OECD-31	Other Europe-20	Finland-9
European Union-32	Russian Federation-21	France-10

Source : BP review of world energy 2019. https://www.bp.com/content/dam/bp/en/corporate/pdf/energy_economics/statistical-review-2019/bp-statistical-review-of-world-energy-2019-full-report.pdf page 1-49.

أ- تقدير النموذج والتحقق من استقرارية متغيرات الدراسة :
أولاً : استقرارية المتغيرات واختبارات جذر الوحدة لدراسة الاستقرارية

على عكس الاختبارات الخاصة بالسلاسل الزمنية فإنَّ اختبارات الاستقرار المتعلقة بالبيانات من النوع الطولي عديدة ، ولقد ظهر حديثاً عدد من الاختبارات المطوّرة لتحليل وفحص جذر الوحدة لبيانات البانل (panel unit root tests) وأكثرها استخداماً هي:

-Levin, Lin and Chu test: 2002 - LLC

-Breitung test: 2000

-Im,Pesaran and Shin test: 2003 - IPS

-Fisher-type tests using ADF and PP tests-Maddala and Wu:1999 and Choi: 2001 tests
Hadri test: 2000.

وتتفوق اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل على اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية الفردية (time series unit root tests) ؛ نظراً لأنّها تتضمن المحتوى المعلوماتي المقطعي والزمني معاً، الأمر الذي يقود إلى نتائج أكثر دقة من اختبارات السلاسل الزمنية الفردية.

¹ وللاختصار، سوف يتم استخدام اختبارات جذر الوحدة الأكثر شيوعاً، وهي (LLC: 2002) و (IPS:2003) للكشف عن خواص السلاسل الزمنية لمتغيرات البائل. ويعتمد كلا الاختبارين على معادلة انحدار دكي-فولر أو صياغتها الموسعة (DF or ADF)، ويأخذ اختبار (LLC) الصيغة التالية:²

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k Y_{i,t-k} + \delta_i t + \theta_t + u_{it} \dots \dots (19)$$

بحيث يأخذ في الحسبان الآثار الثابتة المقطعية والزمنية (two-way fixed effects) من خلال المعلمتين (α_i و θ_t) (. ويختبر النموذج فرضية وجود عملية جذر وحدة مشترك، وبالتالي يفترض أن معلمة المتغير المبطل لفترة واحدة (ρ) تكون متجانسة عبر الدول، ويصبح فرض عدم بوجود جذر وحدة مشترك ($H_0: \rho = 0$)، مقابل الفرض البديل بعدم وجود جذر وحدة مشترك ($H_1: \rho < 0$) إلا أن سلبية اختبار (LLC) تكمن في أنه يقيد (ρ) لتكون متجانسة عبر الدول، لذا فإن اختبار (IPS) وسع اختبار (LLC) ليسمح بتفاوت معلمة المتغير ($Y_{i,t-1}$) عبر الدول، ويأخذ الاختبار الصيغة التالية:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k Y_{i,t-k} + \delta_i t + u_{it} \dots \dots (20)$$

ويتم إجراء انحدارات (ADF) منفصلة لمتغير كل دولة (i)، مما يسمح بتفاوت القيم المعلمية وتباينات البواقي وطول فترات الابطاء. ويصبح فرض عدم هو أن كل المتغيرات غير مستقرة ($H_0: \rho_i = 0$ for all i)، والبديل هو أنه يوجد على الأقل متغير واحد مستقر ($H_1: \rho < 0$ for at least one i). ويفترض اختبار (IPS) أن يكون عدد المشاهدات الزمنية متساوي لكل الدول، ويتم الحصول على متوسط إحصائية (t) من الانحدارات الفردية (ADF)

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho i} \text{ : المنفصلة لمتغير كل دولة وفق الصيغة:}$$

ولمعرفة مدى استقرارية المتغيرات المستعملة في النموذج، فقد تم اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبارات جذر الوحدة لبيانات البائل (IPS test) و (LLC test) كما في الصيغتين (19) و (20) السابقتين. وكذلك ADF test السابقتين، والجدول الموالي يعرض نتائج اختبار مستوى المتغيرات، حيث تكشف نتائج الاختبارات الثلاث عن عدم وجود دليل على استقرارية جميع المتغيرات، ومنه يتضح عدم رفض فرض عدم القائل بوجود جذر الوحدة، فيما عدا المتغيرتين NUCLEAR و HYDRO حيث تبين أنهما مستقرتين في المستوى، كما وقد أشار الاختبارين ADF و LLC إلى أن COAL مستقرة، في حين كانت غير مستقرة في اختبار IPS عند مستوى 5%، وطالما أن أحد الاختبارين أشار إلى عدم استقراريته، فيمكن لنا معاملته على أنه متغير غير مستقر .

جدول رقم 3 اختبارات الاستقرار لمستوى المتغيرات باستخدام اختبارات جذر وحدة البائل

ADF test		LLC test		IPS test		المتغير
Prob	statistic	prob الإحتمالية	statistic	prob الإحتمالية	statistic الاختبار	
0.27	70.31	0.00	-6.39	0.55	0.146	Co2
0.001	100	0.00	-10.56	0.050	-1.46	NUCLEAR
0.00	98.57	0.00	-5.15	0.13	-1.12	COAL
0.00	101	0.00	-10.44	0.031	-1.85	HYDRO
0.13	76.73	0.00	-5.94	0.45	-0.108	Natural gaz
0.79	54.6	0.00	-6.00	0.90	1.33	Oil
0.99	28.83	0.71	0.58	0.99	3.11	Renewable

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Eviews10 (انظر الملاحق من الجدول رقم 54 – 66)

ولقد تبين من خلال الجدول أعلاه عند تطبيق اختبار IPS و ADF عند المستوى لهذه البيانات أن معظم المتغيرات غير مستقرة، حيث كانت القيم المحسوبة للاختبار أقل من القيم الجدولية عند مستوى معنوية 5%، أي أننا نقبل فرضية الأساس بأن المتغيرات تعاني من مشكلة عدم الاستقرار، كما أظهر اختبار LLC أن هذه المتغيرات معظمها مستقرة عند المستوى، ماعدا متغيري oil و renewable (انظر الملحق) ، كما أن HYDRO هو المتغير الوحيد الذي اتفقت جميع الاختبارات على استقراره ؛ أما المتغيرات الأخرى فقد اختلفت الاختبارات في الحكم عليها، ومنه يمكن القول إلى عدم استقرارية المتغيرات عند المستوى خاصة بالاعتماد على اختبار LLC باعتبارها مهم جداً ؛ مما يستلزم إجراء اختبار الاستقرارية للفرق الأول للمتغيرات غير المستقرة المبين في الجدول أدناه.

جدول رقم 4 اختبارات جذور الوحدة لفرق المتغيرات باستخدام اختبارات جذر وحدة البائل

ADF test		LLC test		IPS test		المتغير
prob	statistic	prob الإحتمالية	Statistic	prob الإحتمالية	statistic الاختبار	
000.	103.83	0.00	8.82-	0.00	-1.40	Dco2
0.00	124.82	0.00	-14.39	0.00	-2.75	DNUCLEAR
0.00	138.26	0.00	-16.36	0.00	-2.61	DCOAL
0.00	124.52	0.00	-8.17	0.00	-4.05	DNatural gaz
0.00	123.16	0.00	-15.51	0.00	-2.58	Doil
0.00	142.02	0.00	-6.17	0.00	-4.81	DRenewable

المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر (انظر الملاحق من الجدول رقم 54 – 66)

عند فحص اختبارات الفرق الأول لمتغيرات نماذج بائل كما في الجدول رقم (34)، نلاحظ أن إحصائية الاختبارين للفرق الأولى للمتغيرات معنوية عند مستوى 1%، أي رفض العدم القائل بوجود جذر وحدة في سلسلة البائل، وقبول الفرض البديل باستقرارية متغيرات البائل ذات الفرق الأول، وبناءً عليه نستنتج أن سلسلة متغيرات البائل غير المستقرة متكاملة

من الدرجة الأولى، بيئياً فرقتها الأول متكامل من الدرجة صفر ؛ ما عدا متغير HYDRO الذي هو مستقر في الأصل، وبالتالي لا يوجد تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

ثانياً : التقدير باستعمال طريقة الفروق العامة للعزوم (GMM)

بما أنّ الفترة الزمنية قصيرة وهي أقل من الدول فإنّ أفضل طريقة للتقدير هي طريقة العزوم المعممة ؛ حتى يتم الحصول على قيم مقدرة متسقة وذات كفاءة لمعاملات انحدار النماذج المذكورة سابقاً ، سوف يتم استخدام طريقة الفروق العامة للعزوم المقترحة من جانب (Arellano and Bond (1991) ، وقد تم اختيار GMM لتقدير هذا النموذج لتتسم هذه الطريقة بالعديد من المزايا من أهمها : معالجة مشاكل التحيز الناتج عن إهمال بعض المتغيرات المستقلة، معالجة مشكلة إختيال أنّ تكون هذه المتغيرات متغيرات داخلية، وتجنب آثار جذر الوحدة في كل من إختيار المتغيرات المساعدة، واستخدام متغيرات تابعة مبطأة³.

وللتعرّف على مدى جودة نتائج التقدير سوف يتم استخدام اختبار الارتباط التسلسلي من الدرجة الثانية بين الأخطاء. ويفضل استخدام النموذج المقترح من قبل (Arellano and Bond (1991) في حالة إذا كان عدد القطاعات كثير والفترة الزمنية قليلة، إذ أنّ استعمال طريقة المربعات الصغرى (OLS) ينتج عنه نتائج ضعيفة وتقديرات غير متسقة.

ثالثاً :النموذج الديناميكي المُستخدم وطريقة التقدير

طبقاً للإطار النظري يُقترح تطبيق نموذج ديناميكي لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية ويمكن توضيح هذا النموذج بواسطة المعادلة التالية :

$$\text{co2}_{it} - \text{co2}_{it-1} = (\alpha - 1) \text{co2}_{it-1} + \beta_1 \text{Coal}_{it} + \beta_2 \text{hydro}_{it} + \beta_3 \text{naturalgaz}_{it} + \beta_4 \text{Nuclear}_{it} + \beta_5 \text{Oil}_{it} + \beta_6 \text{renewable}_{it} + u_i + \varepsilon_t \dots \dots (21)$$

حيث أن:

i : الدولة .

t : الفترة الزمنية .

μ_i : معامل يقيس الآثار الثابتة غير الملاحظة الخاصة بالدولة .

CO2 : يمثل ثاني أكسيد الكربون كمؤشر للتلوث البيئي للدول محل الدراسة ($i = 1 \dots N$) في الزمن ($t = 1 \dots T$) .

قبل تقدير النموذج يمكن كتابته في شكل ديناميكي كالتالي :

$$co2_{it} = \alpha co2_{it-1} + \beta_1 coal_{it} + \beta_2 hydro_{it} + \beta_3 naturalgaz_{it} + \beta_4 nuclear_{it} + \beta_5 oil_{it} + \beta_6 renewable_{it} + u_i + \varepsilon_t \dots \dots (22)$$

إنَّ استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) في تقدير النموذج السابق سوف يترتب عليه الحصول على قيم مقدرّة متحيزة لمعاملات انحدار هذا النموذج في حالتين هما: 4:

1. وجود معنوية إحصائية لمعامل الآثار الثابتة غير الملاحظة الخاصة بالدولة μ_i .

2. وجود ارتباط بين المتغيرات المستقلة و μ_i .

ونظراً لوجود ارتباط بين y_{it-1} و μ_i فإنَّ القيمة المقدرة لمعاملات انحدار النموذج السابق باستخدام OLS سوف تكون غير متنسقة ، ولمعالجة هذه المشكلة يُقترح استبعاد μ_i بواسطة استخدام الفروق الأولى لقيم متغيرات هذا النموذج وحد الخطأ بدلاً من استخدام القيم الأصلية لمستويات هذه المتغيرات.

ومن ثم فإنَّ المعادلة السابقة بعد استخدام الفروق الأولى لقيم كل من متغيراتها وحد الخطأ لها تصبح كما يلي:

$$co2_{it} - co2_{it-1} = \alpha (co2_{it-1} - co2_{it-2}) + \beta_1 (Coal_{it} - Coal_{it-1}) + \beta_2 (hydro_{it} - hydro_{it-1}) + \beta_3 (naturalgaz_{it} - naturalgaz_{it-1}) + \beta_4 (nuclear_{it} - nuclear_{it-1}) + \beta_5 (oil_{it} - oil_{it-1}) + \beta_6 (renewable_{it} - renewable_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \dots \dots (23)$$

نتيجة لاســــتخدام الفروق الأولى لقيم كل من المتغيرات وحد الخطأ للمعادلة رقم (22) ظهرت مشكلتين: أولهما وجود إحتِمَالٌ أن تكون المتغيرات التفسيرية أو المستقلة (X) وحد الخطأ في العام السابق متغيرات داخلية ، وثانيهما وجود ارتباط بين حد الخطأ العشوائي الجديد ($\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}$) والفروق الأولى لقيم المتغير التابع المبطأ ($co2_{it-1} - co2_{it-2}$) .

ولمعالجة هاتين المشكلتين اقترح (Arellano and Bond (1991) استخدام القيم المبطأة لمستويات المتغيرات المستقلة كمتغيرات مساعدة.

وفي ظل الافتراضات التالية :

1. أن حد الخطأ غير مرتبط تسلسلياً.

2. أن المتغيرات المستقلة تعتبر متغيرات خارجية ولكن بشكل ضعيف، فإن GMM سوف تستخدم شروط

العزوم (Moment Conditions) التالية : 5

$$E [y_{i,t-s} * (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } s \geq 2; t=3 \dots T \dots \dots \dots (24)$$

$$E [X_{i,t-s} * (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } s \geq 2; t=3 \dots T \dots \dots \dots (25)$$

ويتضح من المعادلة السابقة أنّ شروط العزوم يتم تطبيقها على المتغير التابع المبطل ومجموعة المتغيرات المستقلة ، ويطلق على GMM التي تعتمد على شروط العزوم الممثلة بالمعادلتين رقمي (23) و(24) طريقة التقدير باستخدام الفروق الأولى للقيم الأصلية لمتغيرات النموذج محل التقدير.⁶

رابعاً : تحليل نتائج تقدير النموذج الديناميكي المُستخدم

تعتبر النتائج التجريبية الناتجة عن تقدير النماذج الديناميكية لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية بواسطة GMM جيدة إذا كانت القيم المقدرة لمعاملات انحدار هذه النماذج بواسطة هذه الطريقة متسقة ، ويتحقق اتساق القيم المقدرة لمعاملات انحدار النماذج المذكورة بواسطة الطريقة المذكورة أيضاً إذا كانت المتغيرات المساعدة المؤخرة المستخدمة في التقدير صالحة.

ولاختبار الفرضية القائلة بأنّ حد الخطأ غير مرتبط تسلسلياً سوف يتم استخدام اختبار الارتباط التسلسلي من الدرجة الثانية بين الأخطاء، وتتمثل فرضية العدم لهذا الاختبار في عدم وجود ارتباط تسلسلي من الدرجة الثانية بين البواقي المقدرة الناتجة عن تقدير نموذج ديناميكي لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية بواسطة GMM باستخدام الفروق الأولى لمتغيرات هذا النموذج.⁷

وفي ظل هذه الفرضية فإنّ $E[\Delta\varepsilon_{it} - \Delta\varepsilon_{it-2}] = 0$ وتحقق هذه الفرضية يشير إلى أنّ حد الخطأ الأصلي غير مرتبط تسلسلياً ويتبع عملية المتوسط المتحرك على الأقل من الدرجة الأولى، مما يؤكد صلاحية كل من المتغيرات المساعدة وشروط العزوم المستخدمة في التقدير.⁸

عند التقدير تم استخدام مصفوفة التباين المصححة لأخطاء عدم ثبات التباين Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix (HCCM) ، حيث إنّ استخدام هذه المصفوفة يؤدي إلي تعديل القيم المقدرة للأخطاء المعيارية لمعاملات الانحدار طبقاً لأخطاء عدم ثبات التباين، ومن ثم تسمح المصفوفة المذكورة باستخدام نتائج التقدير الناتجة عن تطبيق GMM في اختبار الفرضيات في ظل وجود مشكلة عدم ثبات التباين، وفي هذه الحالة سوف يتم استخلاص استنتاجات صحيحة من هذه النتائج، ويعرض الجدول التالي نتائج تقدير النماذج الديناميكية باستخدام GMM لبيانات السلاسل الزمنية المقطعية المستخدمة .

جدول رقم 5 نتائج التقدير باستخدام GMM

Dependent Variable: CO2				
Cross-sections included: 32				
Total panel (unbalanced) observations: 284				
Sample: 2010 – 2018				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
CO2(-1)	-0.009903	4.92E-05	-201.4126	0.0000
COAL	3.902525	0.000333	11726.98	0.0000
HYDRO	-0.263349	0.000571	-461.0057	0.0000
NATURALGAZ	2.008706	0.001169	1718.706	0.0000
NUCLEAR	-0.864058	0.001355	-637.6104	0.0000
OIL	2.768496	0.000646	4282.811	0.0000
RENEWABLE	-0.475157	0.000928	-512.1118	0.0000
Mean dependent var	22.85176	S.D. dependent var	124.9280	
S.E. of regression	8.191626	Sum squared resid	18587.46	
J-statistic	25.61023	Instrument rank	32	
Prob(J-statistic)	0.428626			

المصدر: إغداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

تُلاحظ الباحثة من الجدول رقم 32 ما يلي :

1. تشير قيمة إحصائية اختبار j- statistic للارتباط التسلسلي من الدرجة الأولى بين الأخطاء المقدر في النموذج الديناميكي المقدر بواسطة GMM ذات الخطوة الأولى إلى عدم رفض فرضية العدم لهذا الاختبار والتي تتمثل في عدم وجود هذا الارتباط ، ويعني هذا أنّ حد الخطأ الأصلي غير مرتبط تسلسلياً، ويؤكد هذا عدم وجود أخطاء تحديد في هذا النموذج ، وصلاحيّة شروط العزوم المستخدمة في التقدير من ناحية ثانية ، و يُعدُّ ذلك دليلاً على اتساق القيم المقدر لمعاملات انحدار النموذج.
2. كشف التحليل أنّ نسبة كبيرة من الانبعاثات السنوية نجمت عن زيادة النشاط الاقتصادي ، وكان له الأثر المتزايد في تعزيز الانبعاثات ، ويمكن تفسير تطور انبعاثات ثاني أكسيد الكربون الناتجة عن احتراق الوقود الأحفوري بأنّها ستؤثر سلبياً على البيئة في الأجل الطويل .
3. إنّ زيادة النمو الاقتصادي مقترن أساساً بزيادة إنتاجية الاقتصاد و توليد المزيد من الطاقة ، ويرافق هذه العملية بطبيعة الحال زيادة في انبعاثات الـ CO2 الناتجة عن التصنيع بمختلف أنواعه ؛ كما يمكن أنّ نسنشرف بأنّ الاعتماد على الطاقة الكهربائية

- المولدة بالمفاعلات النووية سيخفض نسبة CO_2 المنبعث ، و أنّ الطاقة النووية ستستمر في إحراز إسهامات هامة في الانتقال العالمي إلى مستقبل منخفض الكربون.
4. كشف التحليل أنّه بالنسبة للمتغير coal اتّضح أنّ ثمة علاقة طردية قوية ؛ مما يعني أنّ الزيادة بوحدة واحدة لـ coal يصاحبها ارتفاع CO_2 بـ 3.90 وحدة ، مما يعني أنّه يسهم بدرجة كبيرة جداً في التأثير السلبي على البيئة .
 5. بالنسبة لـ hydro فإنّ لها أثر سلبي ضعيف نوعاً ما على CO_2 ، وهذا معناه إذا زادت hydro بوحدة واحدة فإنّها تؤدي إلى انخفاض CO_2 بـ 0.26 وحدة .
 6. وجود أثر موجب ومعنوي لـ NATURALGAZ على CO_2 ؛ حيث إنّ الزيادة في NATURALGAZ بوحدة واحدة سوف تصاحبها زيادة لـ CO_2 بـ 2 وحدة .
 7. وجود أثر سالب ومعنوي لـ NUCLEAR ، حيث إنّ كل زيادة بوحدة واحدة في NUCLEAR تترتب عنها انخفاض في CO_2 بـ 0.86 وحدة ؛ ويُفسر بأنّ استهلاك الطاقة النووية بـ مليون طن مكافئ النفط يترتب عليه انخفاض في CO_2 بـ 0.86 مليون طن ؛ بمعنى أنّ استهلاك الطاقة النووية يقلل من انبعاثات الكربون .
 8. وجود أثر موجب ومعنوي لـ oil على CO_2 ؛ حيث إنّ زيادة oil بوحدة واحدة سوف تصاحبها زيادة CO_2 بـ 2.76 وحدة.
 9. وجود أثر سالب ومعنوي لـ Renewable على CO_2 ، حيث إنّ الزيادة في Renewable بوحدة واحدة سوف تصاحبها انخفاض لـ CO_2 بـ 0.47 وحدة.

المحور الثاني : إثبات الفرضية الثالثة أنه توجد علاقة معنوية بدلالة إحصائية ذات تأثير سلبي بين الكربون وتوليد الكهرباء من المصادر الأحفورية

أ- متغيرات الدراسة : يمكن تعريف المتغيرات المستخدمة في تقدير النموذج على النحو التالي :

جدول رقم 6 متغيرات الدراسة

اسم المتغير	تعريفه	وحدة القياس	نوع المتغير
CARBON	انبعاثات ثاني أكسيد الكربون	مليون طن	المتغير التابع
ELECTRICITY_COAL	توليد الكهرباء من الفحم	تيراوات ساعة	المتغير المستقل
ELECTRICITY_GAZ	توليد الكهرباء من الغاز	تيراوات ساعة	المتغير المستقل
ELECTRICITY_OIL	توليد الكهرباء من النفط	تيراوات ساعة	المتغير المستقل
ELECTRICITY_OTHER	توليد الكهرباء من غيرها	تيراوات ساعة	المتغير المستقل
GENERATION	توليد الطاقة الحرارية الأرضية ، الكتلة الحيوية وغيرها	تيراوات ساعة	المتغير المستقل
HYDROELECTRICITY	توليد الطاقة الكهرومائية	تيراوات ساعة	المتغير المستقل
NUCLEAR	توليد النووي	تيراوات ساعة	المتغير المستقل

RENEWABLE	مصادر الطاقة المتجددة الأخرى	تيراوات ساعة	المتغير المستقل
-----------	------------------------------	--------------	-----------------

source : Full report – BP Statistical Review of World Energy 2018.

ب- مجتمع وعينة الدراسة :

تم إختيار الكربون لعينة الدول الأجنبية كمتغير استجابة (تابع) و مؤشر عن التلوث البيئي ، يقيّم أدرج كلاً من توليد الكهرباء من الطاقة النووية و الغاز والفحم والنفط والمتجددة والحرارة الأرضية والكتلة الحيوية و الطاقة الكهرومائية كمتغيرات مستقلة ، وتغطي الدراسة الدول الأجنبية المتوافرة بياناتها فتمثل 17 دولة خلال الفترة 1990 إلى 2017 ، وبذلك يكون عدد المشاهدات المستخدمة في العينة الكلية 325 مشاهدة .

جدول رقم 7 الدول محل الدراسة

Country	Country	Country
India-12	Germany-6	US-1
Japan-13	Netherlands-7	Canada-2
South Korea-14	United Kingdom-8	Mexico-3
South Africa-15	United states-9	Argentina-4
China-16	Russian fede-10	Brazil-5
Taiwan-17	Ukraine-11	

Full report – BP Statistical Review of World Energy 2018.

ت- طرق تقدير النموذج باستخدام اختبارات البائل :

أولاً تقدير نموذج الانحدار التجميعي و الآثار الثابتة و الآثار العشوائية

وحتى تتضح الرؤية أنه لقياس أثر توليد الكهرباء من الطاقة النووية علي الكربون تم استخدام نموذج البيانات الطولية من خلال تطبيق ثلاثة نماذج، نموذج الانحدار التجميعي و نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية، وتم التوصل إلى نتائج هذه النماذج الثلاثة كما موضحة بالجدول التالي :

جدول رقم 8 مراحل تقدير نموذج بائل وإختيار النموذج الملائم

Dependent Variable: CARBON												
Sample: 1990 2017												
Cross-sections included: 16												
Total panel (balanced) observations : 325												
Variable	Pooled Regression Model				Fixed Effects Model				Random Effects Model			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob

C	71.67	15.14	4.73	0.000	610.6248	21.72579	28.10599	0.0000	125.9657	12.196	10.32792	0.0000
ELECTRICITY_C OAL	2.153	0.023	90.584	0.000	1.146685	0.038109	30.08926	0.0000	2.121395	0.0119	177.3832	0.0000
ELECTRICITY_ GAZ	1.721	0.079	21.753	0.000	0.720433	0.052546	13.71044	0.0000	1.128040	0.0402	28.05148	0.0000
ELECTRICITY_ OIL	1.248	0.198	6.295	0.000	1.963852	0.166056	11.82647	0.0000	2.714321	0.1260	21.53319	0.0000
ELECTRICITY_ OTHER	4.658	1.770	2.631	0.008	-10.317	1.025080	-10.065	0.0000	-0.6186	0.8680	-0.712	0.476
GENERATION	-3.89	1.327	-2.93	0.003	1.980609	0.737	2.684990	0.0077	-3.094	0.5401	-5.728	0.0000
HYDROELECTR ICITY	0.36	0.048	7.579	0.000	0.003660	0.020654	0.177224	0.8595	0.075215	0.0195	3.849604	0.0001
NUCLEAR	0.006	0.129	0.0498	0.960	0.190959	0.075461	2.530550	0.0119	0.191414	0.0590	3.239772	0.0013
RENEWABLE	-1.195	0.346	-3.446	0.000	-0.5801	0.169463	-3.4235	0.0007	0.218110	0.1273	1.712209	0.0878
R-square	0.991653				0.991653				0.976159			
Adjusted R- squared	0.991442				0.991442				0.975555			
F-statistic	4692.888				17005.27				1617.283			
Prob(F- statistic)	0.000000				0.000000				0.000000			

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر. (انظر الملاحق الجداول رقم 68 ، 69 ، 70)

بعد تقدير النماذج الثلاث: نموذج الإنحدار التجميعي، ونموذج التأثيرات الثابتة، ونموذج التأثيرات العشوائية، نقوم بالمفاضلة بينهما عن طريق إختيار النموذج الأنسب للدراسة وذلك باستخدام إختبار هوسمان من أجل تحديد النموذج الملائم لتحليل بيانات هذه الدراسة .

ثانياً إختبار Hausman للاختيار بين نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية

للتأكد من أنسب نموذج يتوافق مع البيانات المستخدمة في هذه الدراسة بعد أن تم إختبار نموذج التأثيرات الثابتة و التأثيرات العشوائية ، سيتم الحكم النهائي بناءً على إختبار Hausman

فرضيات إختبار Hausman :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 \dots\dots\dots \text{نموذج الآثار العشوائية هو الملائم} \\ H_1 \dots\dots\dots \text{نموذج التأثيرات الثابتة هو الملائم} \end{array} \right.$$

وتنتج الإختبار موضحة في الجدول التالي:

جدول رقم 9 Hausman Test

Correlated Random Effects- Hausman Test			
Test cross-section Random Effects			
Test Summary	Chi-Stat	Chi-sq. df	Prob
Cross-section	1144.970342	8	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر. (انظر الملاحق الجدول رقم 71)

القيمة الإحصائية $\chi^2 = 1144.970342$ والقيمة الجدولة الحرجة لهذا الإختبار بلغت عند مستوى معنوية 5 % القيمة الجدولية في جدول كاي تربيع (Prop = 15.51) ، وبالتالي نرفض فرض العدم وقبول الفرضية البديلة التي تقول بأن نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الملائم لهذه الدراسة.

تحليل نتائج تقدير نموذج التأثيرات الثابتة جدول رقم 69 في الملاحق Fixed Effects Model test :

اعتماداً على نتائج الجدول (35) وفي ضوء نتائج التقدير السابق تُلاحظ الباحثة أن :

- 1- معاملات النموذج ذات معنوية إحصائية ؛ حيث نجد إحتمالاً كلاً من معامل الفحم والغاز والنفط و الطاقة المتجددة والحرارية الأرضية (0.000) ومعامل الكهرباء النووية 0.0119 لأنهما أقل من (0.05).
- 2- إحتمالاً إحصائية (0.000) F-statistic أقل من (0.05) تدل على المعنوية الكلية للنموذج .
- 3- قيمة R2 بلغت 0.99 أي أن المتغيرات المستقلة تفسر التغيرات في الكربون بنسبة 99 % والباقي يرجع إلى عوامل أخرى لمغيرات خارج النموذج .
- 4- قيمة معامل توليد الكهرباء من الفحم والنفط والغاز والطاقة الحرارية الأرضية والكتلة الحيوية ذات إشارة موجبة ، وهذا يعني أنه كلما زاد توليد الكهرباء من المصادر الأحفورية زادت انبعاثات الكربون الملوثة للبيئة .
- 5- قيمة معامل توليد الكهرباء من مصادر الطاقة المتجددة الأخرى ذات إشارة سالبة ، وهذا يعني أنه كلما زاد توليد الكهرباء من المصادر المتجددة قلت انبعاثات الكربون وتصبح مصدر نظيف وصديق للبيئة .

المحور الثالث : إختبار الفرضية الرابعة أنه توجد علاقة معنوية ذات دلالة إحصائية بين مصادر توليد الطاقات المختلفة على انبعاثات الكربون في مصر كمؤشر بيني للتلوث .

المنهج المتبع : تقدير دالة الـ CO2 في مصر بنموذج انجل جرانجر Engle- Granger

تهدف الفرضية لدراسة تأثير استهلاك مصادر الطاقة المختلفة على الإستدامة البيئية في مصر عن طريق تقدير الدالة التالية :

$$CO_2 = f(\text{Renewables: Generation, Primary Energy})$$

حيث تتمثل متغيرات الدراسة : يمكن تعريف المتغيرات المستخدمة في تقدير النموذج على النحو التالي :

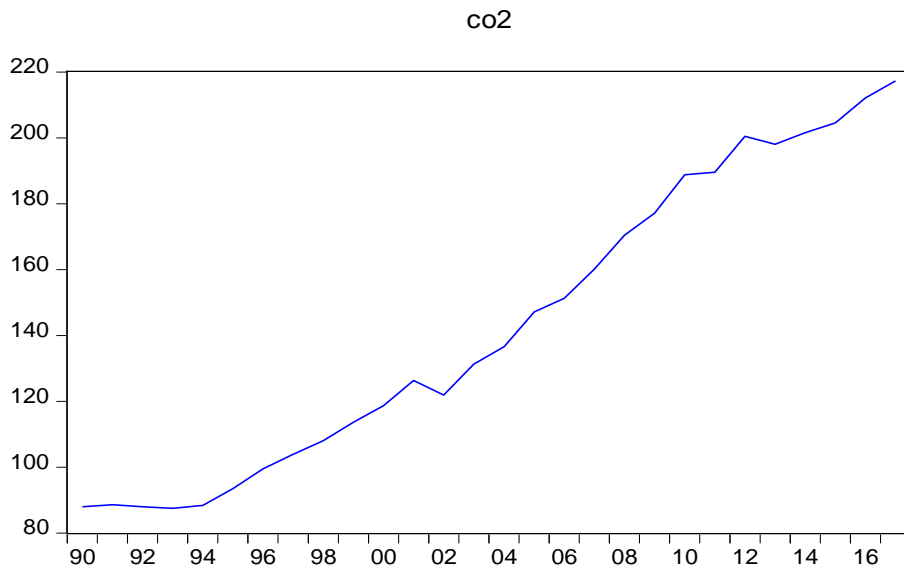
جدول رقم 10 متغيرات الدراسة

اسم المتغير	الرمز	تعريفه	وحدة القياس	نوع المتغير
Carbon Dioxide Emissions Million tonnes	CO2	انبعاثات ثاني أكسيد الكربون	مليون طن	المتغير التابع
Primary Energy: Consumption Million tonnes oil equivalent	PEC	استهلاك الطاقة الأولية	مليون طن مكافئ النفط	المتغير المستقل
Renewables: Generation Terawatt-hours	RGH	توليد الطاقة المتجددة	تيراوات ساعة	المتغير المستقل

المصدر: إعداد الباحث

الخطوة الأولى : رسم البيانات للمتغيرات محل الدراسة لتوضيح الرسم البياني للإتجاه الزمني للمتغيرات.

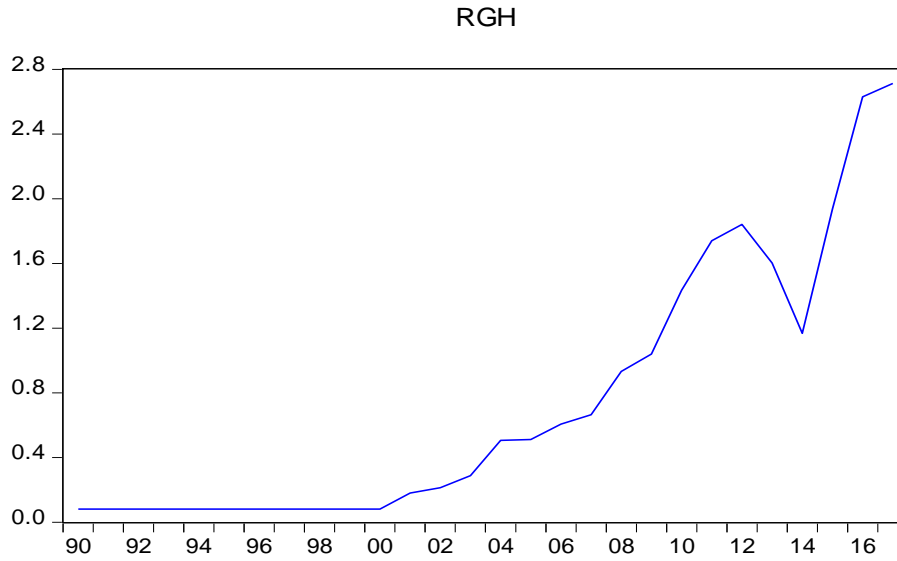
شكل رقم 1 الإتجاه الزمني لانبعاثات الكربون في مصر



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

تُلاحظ الباحثُ من الرسم إتجاه عام متزايد لانبعثات الكربون في مصر مع سلسلة من التطورات والتحويلات بالطابع المتقلب خلال الفترة 1990-2017 ، ويرجع السبب إلى أنَّ مصر اتجهت لعملية التصنيع من أجل توفير مستوى مناسب من المعيشة بغض النظر عن الأثار البيئية الناتجة عن عملية التصنيع ، مما مثل ضغطاً على إمكانات الاقتصاد القومي المصري ، وأثر على التنمية المُستدامة المستهدفة فيها.

شكل رقم 2 الإتجاه الزمني لتوليد الطاقة المتجددة في مصر

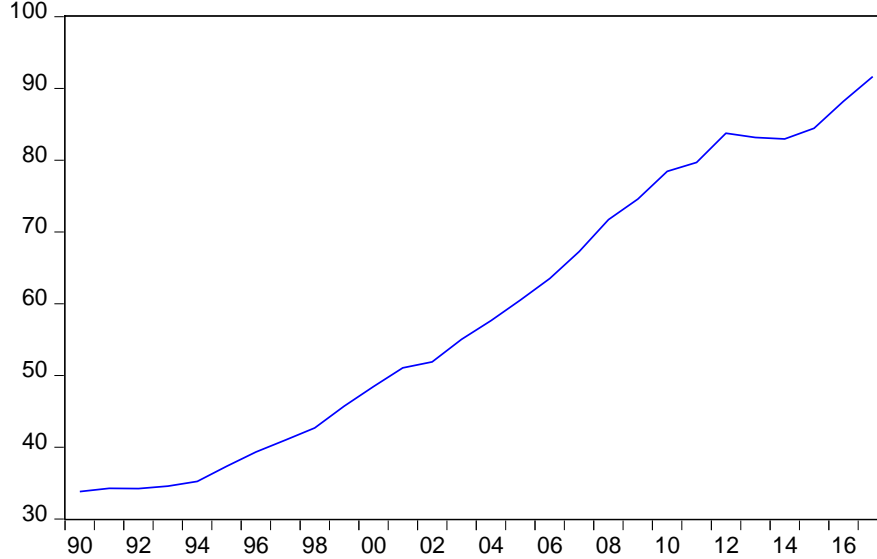


المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

تُلاحظ الباحثُ من الرسم إتجاه عام متزايد لتوليد الطاقة المتجددة ، والتي تتمتع مصر بثراء واضح في مصادرها ، وفي ضوء تسارع الاهتمام العالمي بالطاقات المتجددة ؛ خاصة مع الانخفاض المستمر في أسعارها وتطور التقنيات المستخدمة في إنتاج الكهرباء منها ، والذي جاء متزامناً مع تزايد الاهتمام العالمي بقضايا التغير المناخي وارتفاع أسعار الوقود الأحفوري .

شكل رقم 3 الإتجاه الزمني لاستهلاك الطاقة الأولية في مصر

PEC



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

تُلاحظ الباحثة من الرسم إتجاه عام متزايد في استهلاك الطاقة الأولية ، إذ أنّ نسبة كبيرة من الكهرباء في مصر مازلت تُنتج حتى الآن من الوقود الأحفوري ، الذي يشكل عبئاً كبيراً على البيئة .

الخطوة الثانية : اختبار استقرارية السلاسل الزمنية

المرحلة الأولى : استقرارية السلاسل الزمنية

يتضح من الجدول التالي تحليل اختبار استقرارية السلاسل الزمنية باستخدام ADF – test و اختبار PP - test

جدول رقم 11 اختبار استقرارية السلاسل الزمنية Unit root test

variables	ADF - test					PP - test						
	level		Difference			level		Difference				
CO2	-2.723	2	T	-5.470	0	C	-2.934	3	T	-5.450	3	C
PEC	-3.252	6	T	-3.368	0	C	-2.774	2	T	-3.288	1	C
RGH	-1.299	3	T	-4.844	1	C	-0.587	5	T	-3.733	7	C

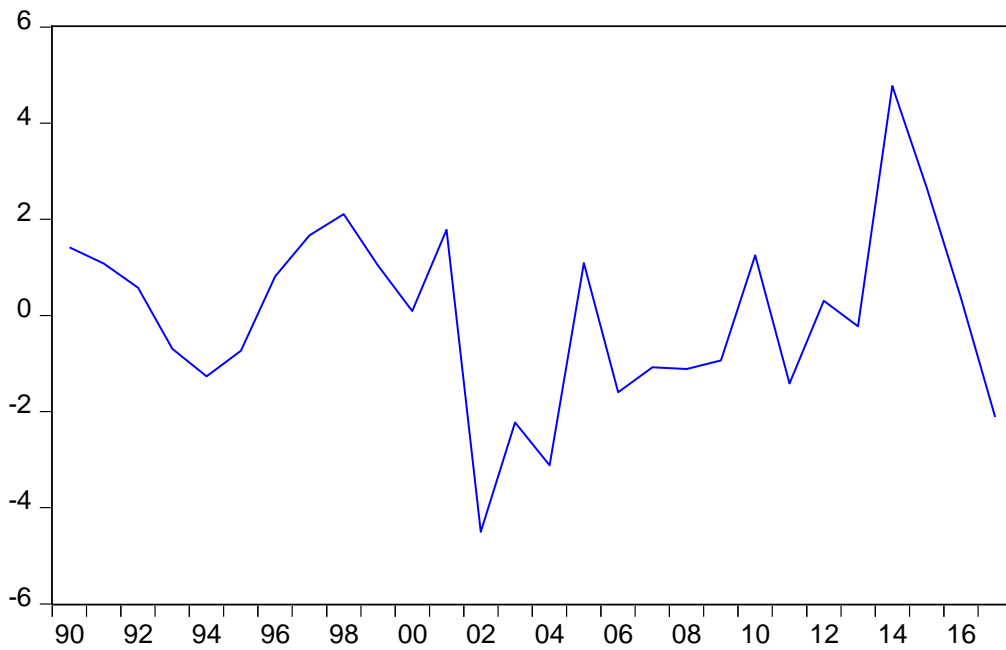
ملاحظة: *، **،*** (تعبير عن مستوى المعنوية 1% ، 5% ، 10% على الترتيب)، الأرقام التي بجانب قيم t المحسوبة والتي تليها تعبر عن عدد الفجوات، (-، c) تعبران عما إذا كان لا يوجد ثابت في السلسلة الزمنية أو يوجد بها ثابت على الترتيب.

يتضح من الجدول السابق أنه بإجراء إختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests أن السلاسل الزمنية محل الدراسة مستقرة في الفرق الأول I(1) وذلك بالاعتماد على اختبار ADF - Test و PP -Test .

المرحلة الثانية : عمل اختبار جذر الوحدة للبقايا

شكل رقم 4 تحليل استقرارية البواقي

U1



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

جدول رقم 12 استقرارية البواقي

variables	ADF - test					PP - test						
	level		Difference			level		Difference				
U1	-3.768	0	-	-7.429	0	-	-3.816	2	-	-7.514	0	-

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

وبإجراء اختبار جذر الوحدة للبقايا نجد أن البواقي مستقرة عند المستوى I (0) كما هو موضح بالجدول السابق.

المرحلة الثالثة : معادلة الأجل الطويل

$$CO_2 = -\frac{12.19}{[5.59]} + \frac{2.19}{[43.99]} PEC + \frac{2.33}{[1.95]} RGH \dots\dots\dots(26)$$

$$\sigma = 1.98 \quad RSS = 98.5 \quad R^2 = 0.99 \quad F = 6959.2 [0.00] \quad R^2_{adj} = 0.99$$

تُلاحظ الباحثة من المعادلة السابقة ما يلي :

1. وجود أثر موجب ومعنوي لـ PEC على CO₂ ؛ حيث إنَّ الزيادة في PEC بوحدة واحدة سوف تصاحبها زيادة لـ CO₂ بـ 2.19 وحدة ؛ أي أنَّ زيادة استهلاك الطاقة الأولية بـ مليون طن مكافئ النفط يؤدي إلى زيادة انبعاثات الكربون بـ 2.19 مليون طن .
2. وجود أثر موجب وغير معنوي لـ RGH على CO₂ ؛ حيث إنَّ الزيادة في RGH لا تؤثر معنوياً علي انبعاثات الكربون ؛ لأنَّ معنوية متغير الطاقة المتجددة (0.0616) أكبر من مستوى المعنوية 0.05 ، ومن ثم لا يوجد لها تأثير سلبي على البيئة .
3. إْحْتِمَالٌ إحصائية (0.000) F-statistic أقل من (0.05) تدل على المعنوية الكلية للنموذج .
4. أكد التحليل على أنَّ الشروع في المحطات المتجددة سيؤدي دوراً جوهرياً في تنويع مزيج الطاقة في مصر ، وتعزيز مكانتها الإقليمية والدولية ، ويضع مصر على طريق التقدم العلمي والتكنولوجي. يوضح المعادلة الجدول رقم (73) في الملاحق .

المرحلة الرابعة : معادلة تصحيح الخطأ

$$\Delta CO_2 = \frac{0.09}{[0.01]} + \frac{2.23}{[6.15]} \Delta PEC - \frac{0.04}{[-0.21]} \Delta RGH - \frac{0.62}{[-2.42]} U_{t-1} \dots\dots\dots(27)$$

$$\sigma = 1.92 \quad RSS = 85.07 \quad R^2 = 0.81 \quad F = 33.34 [0.00] \quad R^2_{adj} = 0.78$$

يتضح من المعادلة السابقة أنَّ معامل تصحيح الخطأ U_{t-1} ذو قيمة سالبة كما ينبغي أن يكون وكذلك يختلف معنوياً عن الصفر، ويُعبر عن أنه يمكن تصحيح الوضع بنسبة 62% خلال عام والباقي 38% تقريباً خلال العام التالي . يوضح المعادلة الجدول رقم (74) في الملاحق .

الخطوة الثالثة : الاختبارات التشخيصية للحكم على جودة النموذج المستخدم وخُلُوة من مشكلات عدم ثبات التباين ، والارتباط الذاتي ، والتوزيع الطبيعي .

(1) اختبار الارتباط التسلسلي للأخطاء

يتم اختبار عدم الارتباط الذاتي للأخطاء autocorrelation باستخدام اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation الذي يركز على مضاعف لاجرانج .

تُلاحظ الباحثة من الجدول رقم (48) يظهر أن قيمة إحصاء الـ $F = 0.2697$ و احتمال كاي تربيع $= 0.2214$ Prob. Chi-Square(2) ، وكلاهما أكبر من مستوى المعنوية 0.05 ، وبالتالي لا يوجد دليل على وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء ، ومن ثم عدم وجود مشكلة الارتباط التسلسلي Serial Correlation .

جدول رقم 13 Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.388150	Prob. F(2,23)	0.2697
Obs*R-squared	3.015809	Prob. Chi-Square(2)	0.2214

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

(2) اختبار ثبات التباين للأخطاء

يتم إجراء اختبار ثبات التباين للأخطاء باستخدام اختبار الـ white لاختبار عدم وجود مشكلة ثبات التباين ، حيث يجب أن تكون قيمة (obs*R-squared) أقل من قيمة توزيع كاي تربيع عند درجات الحرية المفروضة بواسطة النموذج البديل الذي حدده اختبار الـ white .

جدول رقم 14 اختبار ثبات تجانس التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.133106	Prob. F(2,25)	0.1395
Obs*R-squared	4.081634	Prob. Chi-Square(2)	0.1299
Scaled explained SS	3.943125	Prob. Chi-Square(2)	0.1392

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

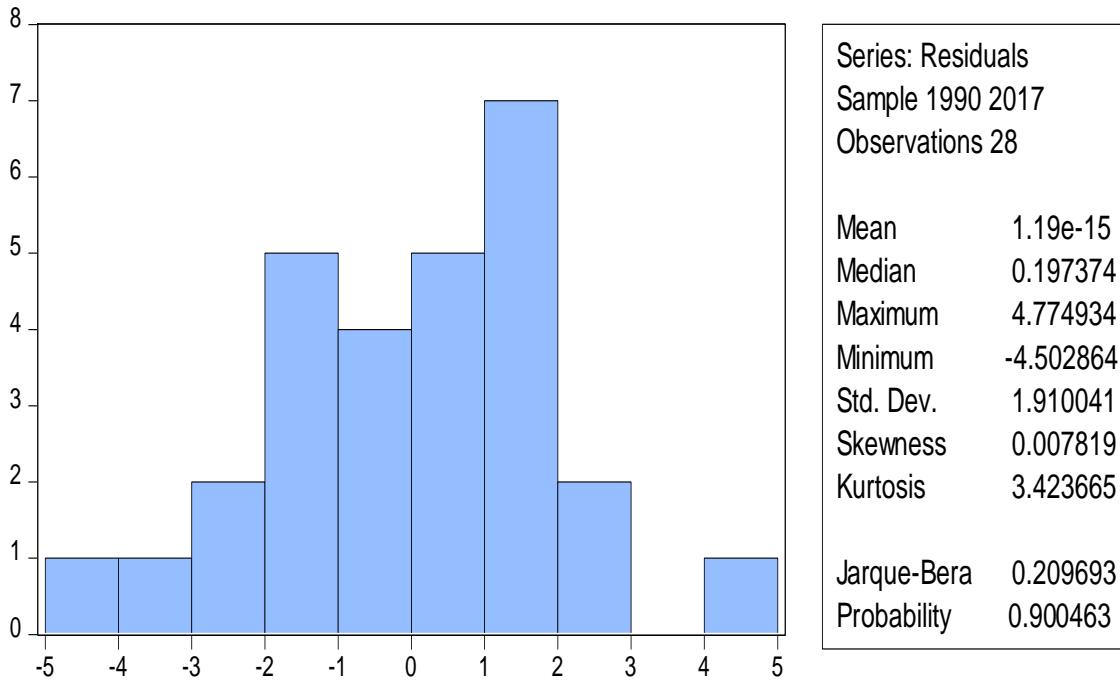
يوضح اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لثبات التباين أن قيمة الإحصاء لاختبار $F = 0.13$ Prob. F(2,25) ، وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05 ، وكذلك فإن احتمال توزيع كاي تربيع للـ (obs*R-squared) يساوي 0.12 ، وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05 عند درجات حرية 2 دون تضمين ثابت القاطع ، وبالتالي يتم قبول الفرض العدمي ، وهو ما يعني خلل النموذج من مشكلة عدم ثبات التباين Heteroskedasticity .

3) اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء

اختبار مدى تتبع سلسلة الأخطاء للتوزيع الطبيعي ، ولإجراء هذا الاختبار يستخدم Jarque Bera test ، وتكون سلسلة الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي إذا كانت قيمة اختبار Jarque Bera أقل من القيمة الجدولية لتوزيع كاي تربيع. إضافة لذلك فيجب أن يكون التوزيع الطبيعي له التواء (skewness) صفري ؛ أي أنه متماثل تماماً حول الصفر ، ويكون له تفرطح (kurtosis) مساوياً لثلاثة .

تُلاحظ الباحثة من الشكل أن اختبار $jarque\ Bera = 0.20$ ، وهي أقل من القيمة الجدولية (5.99) ؛ كما أن الإحتمال الاحصائي للاختبار $prob = 0.90$ ، وهي قيمة أكبر من 0.05 ، وبالتالي يتم قبول الفرض العدمي بأن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي ، كما أن هذه النتيجة يؤكدها قيمة الالتواء والتي تساوي 0.007 وتقترب من الصفر ، وتبلغ قيمة التفرطح 3.4 ، وهو ما يعني أن سلسلة الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي .

شكل رقم 5 Jarque Bera test



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي EViews الإصدار العاشر.

وتستنتج الباحثة مما سبق أنه بإجراء الاختبارات القياسية للنموذج يتضح أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً حيث تبلغ قيمة Jarque-Bera (0.209) باحتمالية (0.900) Probability ، ومن ثم عدم وجود المشاكل القياسية والمتمثلة في مشكلة الارتباط التسلسلي ومشكلة عدم ثبات التباين .

References :

¹¹ عابد العبدلي "محددات التجارة البيئية للدول الإسلامية باستخدام منهج تحليل البائل " مجلة دراسات اقتصادية اسلامية، المعهد الإسلامي للبحوث والتدريب، البنك الإسلامي للتنمية، جدة، مجلد16، عدد1، 2010م ص23-24.

² -John Thornton and Olumuyiwa S. Adedeji (2006), Saving, Investment and Capital Mobility in African Countries, Journal of African Economies, Vol. 16. No. 3. pp 366.

³ -Nkurunziza, J. D. and Bates, R. H. (2003), "Political Institutions and Economic Growth in Africa", p11 <http://www.bepress.com/cgi/viewcontent.cgi?article=1186&context=csae> . Consulter le 1/10/2013 à 12 :30

⁴ -David Roodman « How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata » Working Paper Number 103 December 2006, The Center for Global Development. p2.

⁵- Carkovic, M. and Levine, R. (2002), "Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?", www.worldbank.org/research/conferences/financial_globalization/fdi.pdf pp5-6, consulter le 1/10/2013 à 12:30.

⁶ - William Greene op cit 2005 P 296.

⁷ David Roodman , op cit , p31-32.

⁸ Calderón, C., Chong, A. and Loayza, N. (1999), "Determinants of Current Account deficits in Developing Countries _", www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc/pdf/dtbc51.pdf consulter le 1/10/2013 à 12 :30.