مجلة البحوث الاقتصادية والمالية
ISSN : 2352 - 9822
E-ISSN : 2588-1574
المجلد الخامس/ العدد الاول
جوان 2018

OEB Univ. Publish. Co.

أثر كفاءة استخدام الطاقة على النمو الاقتصادي في الجزائر 2014 -1991

The impact of energy efficiency on economic growth in Algeria 1991- 2014

د/ فاتح بن نونة
fat_env@yahoo.fr
جامعة العربي بن مهيدي- أم البواقي

تاريخ الاستلام: 2017/12/02 تاريخ التعديل: 2018/04/25 تاريخ قبول النشر: 2018/04/30
تصنيف JEL: O 47 ; Q 42 ; Q 43

الملخص :

نهدف من خلال هذا البحث إلى دراسة الأهمية الاقتصادية لكفاءة استخدام الطاقة في الاقتصاد الوطني عبر التحليل القياسي لأثر كفاءة استخدام الطاقة و تكنولوجيا الطاقة النظيفة على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1991– 2014.

وقد خلصت الدراسة إلى أن الاقتصاد الجزائري ينطوي على إمكانيات هامة لتحقيق الكفاءة في استخدام الطاقة و بالتالي الفصل بين النمو الاقتصادي و نمو استهلاك الطاقة من خلال معامل المرونة الكبير، كما أن التوسع في استخدام مصادر الطاقة المتجددة التي تزخر بها الجزائر ضمن مزيج الاستهلاك الوطني يتطلب زيادة الوعي بأهمية الدور الاقتصادي والبيئي الذي تلعبه هذه المصادر وكذلك التحكم في تكنولوجيات إنتاجها و تخفيض كلفتها لتتمكن الجزائر من استغلالها بشكل اقتصادي تدريجيا.

الكلمات المفتاحية: كفاءة استخدام الطاقة، الطاقة النظيفة، النمو الاقتصادي، التنمية المستدامة.

Abstract:

In this paper, we intend to study the economic importance of the energy efficiency in the national economy using an econometric approach to analyze the effect of energy efficiency and clean energy technologies on the economic growth in Algerian economy over the period 1991-2014.

The study concluded that Algerian economy has a significant potential of energy efficiency to contribute to decoupling energy consumption from economic growth as shown by the important elasticity coefficient, furthermore, the extension of renewable energy use within national energy mix need to boost awareness on the important economic and environmental role played by these energy sources, in addition to making progress in its production technologies and its costs reduction.

Key words : Energy efficiency, Clean energy, Economic growth, sustainable developpement

1- المقدمة:

يتزايد الاهتمام بموضوع كفاءة استخدام الطاقة، باعتبار الطاقة أحد أهم محركات النمو الاقتصادي وفي الوقت ذاته تعد كفاءة استخدامها مصدرا مهما وحيويا من مصادر الطاقة لا يقل أهمية عن مصادر الطاقة المستخدمة في السعي لتلبية متطلبات العالم المتزايدة من الطاقة، كما يمثل أيضا أحد الحلول المتاحة لمعالجة مشاكل التغير المناخي والقلق بشأن أمن إمدادات الطاقة ودعم النمو الاقتصادي العالمي (بن نونة، 2017)، وقد تناولت العديد من الدراسات العلاقة بين استهلاك الطاقة والنمو الاقتصادي غير أن القليل من الدراسات الأكاديمية تطرقت للعلاقة بين كفاءة استخدام الطاقة و النمو الاقتصادي. حيث تركز الأدبيات الاقتصادية حول النمو على محددات النمو الاقتصادي مثل التغير التكنولوجي، التراكم الرأسمالي، العمالة والمدخلات من الطاقة ولكنها لا تركز على أهمية كفاءة استخدام الطاقة.

وتبرز أهمية كفاءة استخدام الطاقة في كونه يعكس مفهوم التنمية المستدامة بمختلف أبعاده، فإذا كان المفهوم العام للاستدامة ينصرف إلى القابلية للاستمرار و الحفظ من

التدني (عبد السلام، 1998) فإن مفهوم كفاءة استخدام الطاقة يعكس الصورة الديناميكية للتنمية المستدامة التي تعبر عن النمو الأخضر أو ما يمكن تسميته بالنمو الاقتصادي الجيد (FOXON & STEINBERGER, 2013) ؛ حيث أن كفاءة استخدام الطاقة تعني الحصول على المنافع نفسها باستخدام كميات أقل من الطاقة، أي خفض كمية الطاقة المستخدمة لتلبية متطلبات الإنتاج و الاستهلاك المتزايدة دون التضحية بمستويات النمو وأنماط الحياة العادية ودون الحاجة إلى زيادة كمية الطاقة المنتجة، كما قد تتيح الكفاءة منافع إضافية بتحسين مستويات النمو الاقتصادي والتنافسية.

تناولت العديد من الدراسات مسالة كفاءة استخدام الطاقة من عدة زوايا ففي دراسة لـ (FILIPPINI & HUNT, 2010) تناولت تقدير العلاقة بين الطلب على الطاقة و كفاءة استخدامها في دول منظمة التعاون الاقتصادي و التنمية من خلال نموذج البيانات المقطعية لـ 29 دولة في الفترة الممتدة بين 1978 و 2006 باستخدام مقاربة تحليل الحدود العشوائي، و توصلت الدراسة إلى أن تحسن مؤشر كثافة استخدام الطاقة عبر الزمن في العديد من بلدان العينة المدروسة يمثل مؤشرا هاما على مدى التحسن في كفاءة استخدام الطاقة في هذه البلدان، كما تشير هذه الدراسة إلى أن تحسن مؤشر كثافة استخدام الطاقة لا يعني بالضرورة كفاءة استخدامها انطلاقا من نتائج تحليل الحدود العشوائي.

و في دراسة لـ (FOXON & STEINBERGER, 2013) هدفت إلى تحليل العلاقة بين كفاءة استخدام الطاقة و التنمية الاقتصادية في اقتصاديات الدول الصناعية و الدول الصاعدة عبر مناقشة العديد من العوامل المرتبطة بكفاءة استخدام الطاقة و دورها في تحقيق التنمية المستدامة على غرار حجم و نوعية الطاقة المستهلكة، تكنولوجيا الطاقة النظيفة وكفاءة التحويل، على المستوى الكلي و القطاعي و المستوى الجزئي، و خلصت الدراسة إلى أن الرفع من كفاءة استخدام الطاقة و تطوير استخدام المصادر الأكثر ملاءمة بيئيا تلعب دورا محوريا في تحقيق التنمية المستدامة بالتفاعل مع المحددات الأخرى للنمو الاقتصادي كالتطور التكنولوجي و التطور المؤسسي و استراتيجيات الأعمال.

و في دراسة لـ (VIVID ECONOMICS, 2013) تناولت دراسة العلاقة السببية بين كفاءة استخدام الطاقة و النمو الاقتصادي في عينة من 28 دولة عضو في منظمة التعاون الاقتصادي و التنمية للفترة الممتدة بين 1979 و 2010، و اعتمدت الدراسة على متغير إنتاجية الطاقة الذي يتضمن كفاءة استخدام الطاقة كأحد أهم مكوناته ونسبة مساهمة قطاع الخدمات في الناتج الداخلي الخام باعتباره الأعلى إنتاجية طاقوية ونسبة مساهمة القطاع الصناعي باعتباره القطاع الأدنى إنتاجية طاقوية إضافة إلى أسعار الطاقة لقياس اتجاه و قوة العلاقة بين كفاءة استخدام الطاقة و النمو الاقتصادي. وقد خلصت الدراسة إلى أن تحسن كفاءة استخدام الطاقة يؤدي إلى رفع الإنتاجية في الاقتصاديات المدروسة على المدى الطويل بخفض كمية الطاقة المستخدمة لإنتاج وحدة من الناتج الداخلي الخام.

ومن خلال دراستنا هذه نحاول تحليل أثر كفاءة استخدام الطاقة وتكنولوجيا الطاقة النظيفة على النمو الاقتصادي في الجزائر للفترة 1991– 2014 وذلك بالإجابة عن التساؤل الرئيس " ما مدى تأثير كفاءة استخدام الطاقة وتكنولوجيا الطاقة النظيفة على النمو الاقتصادي في الجزائر؟ " حيث اعتمدنا أسلوبا قياسيا لدراسة العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع المتمثل في حصة الفرد من الناتج الداخلي الخام كمقياس للنمو الاقتصادي، والمتغيرات المفسرة المتمثلة في مؤشر كثافة استهلاك الطاقة كمقياس لمدى كفاءة استخدام الطاقة في الاقتصاد الوطني، ومؤشر كثافة الكربون كمقياس لاستخدام تكنولوجيات الطاقة النظيفة، ومعدل استهلاك الطاقة المتجددة إلى إجمالي الطاقة المستهلكة كمقياس لمدى استخدام الطاقة المتجددة ضمن مزيج الاستهلاك الوطني من الطاقة.

2- منهجية الدراسة القياسية

2-1- النموذج القياسي والبيانات

لدراسة أثر كفاءة استخدام الطاقة معبرا عنه بمؤشر الكثافة الطاقوية وكثافة الكربون ومعدل استخدام الطاقات المتجددة على النمو الاقتصادي معبرا عنه بالناتج الداخلي الخام للفرد، اعتمدنا أسلوب التحليل القياسي، وقد استخدمنا نموذج الانحدار المتعدد بطريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم نموذج الدراسة على الشكل اللوغاريتمي الخطي

لتفسر معاملات الميل كمرونات للتغير في معدل النمو الاقتصادي استجابة للتغير في المتغيرات المفسرة، و الذي يمكن تمثيله بالصيغة التالية:

$$LGDPC = \alpha + \beta_1 LEN + \beta_2 CO2N + \beta_3 REC + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots(1)$$

حيث:

LGDPC: المتغير التابع الذي يتمثل في لوغاريتم معدل نمو الناتج الداخلي الخام للفرد

LEN: المتغير المفسر الأول و الذي يتمثل في لوغاريتم مؤشر الكثافة الطاقوية كمقياس لمدى كفاءة استخدام الطاقة في الاقتصاد الوطني، و الذي يتم التعبير عنه بكمية الطاقة المستخدمة لإنتاج وحدة من الناتج الداخلي الخام (ميغاجول لكل دولار من الناتج الداخلي الخام)، و من المفترض أن تكون العلاقة بين هذا المتغير و المتغير التابع علاقة عكسية.

LCO2N: المتغير المفسر الثاني و الذي يتمثل في لوغاريتم مؤشر كثافة الكربون كمقياس لاستخدام تكنولوجيات الطاقة النظيفة و المعبر عنه بوحدة الحجم المكافئ من ثاني أكسيد الكربون المنبعث لكل وحدة حجم مكافئ نفط من الطاقة المستهلكة (كيلوغرام ثاني أكسيد الكربون لكل كيلوغرام نفط من الطاقة المستهلكة)، و من المفترض أن تكون العلاقة بين هذا المتغير والمتغير التابع علاقة عكسية.

LREC: المفسر الثالث و الذي يتمثل في لوغاريتم استخدام مصادر الطاقة المتجددة كنسبة من إجمالي استهلاك الطاقة كمقياس لمدى استخدام الطاقات المتجددة ضمن مزيج الاستهلاك الوطني من الطاقة، و من المفترض أن تكون العلاقة بين هذا المتغير والمتغير التابع علاقة طردية.

$\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3$: تمثل المقدرات و هي على التوالي: الحد الثابت، معامل المتغير المفسر الأول، معامل المتغير المفسر الثاني، معامل المتغير المفسر الثالث.

ε_t : حد الخطأ

لتقدير النموذج المشار إليه أعلاه استخدمنا البيانات السنوية المتاحة عن الجزائر في قاعدة بيانات مؤشرات التنمية العالمية للبنك الدولي للفترة 1991- 2014.

2-2- دراسة استقرارية سلاسل البيانات:

نظرا لكون معظم السلاسل الزمنية للبيانات الاقتصادية تتسم بعدم الاستقرار لوجود جذر الوحدة فإن نماذج الانحدار التي يتم تقديرها باستخدام هذه السلاسل قد تكون عبارة عن انحدار زائف، إضافة إلى مشاكل في التحليل والاستدلال القياسي وبالتالي سيتم الحصول

على نتائج مضللة كالحصول على قيمة مرتفعة لمعامل التحديد R^2، أو إحصاءة ستيودنت (t) كبيرة بسبب تأثير متغير الزمن (عبد الرزاق و الجبوري، 2012) لذلك يعتبر استقرار السلاسل الزمنية شرطا أساسيا في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية حيث تكون هذه الأخيرة مستقرة اذا كان متوسط القيم ثابتا عبر الزمن ($E(Y_t)=\mu$) و كذلك التباين ثابت عبر الزمن ($Var(Y_t)=E(Y_t-\mu)^2=\sigma^2$) إضافة الى ان التباين المشترك بين أي قيميتين للمتغير يعتمد على الفجوة الزمنية k بين القيميتن Y_t, Y_{t+k} وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير أي أن $Cov(t,t+k)=E(Y_t-\mu)(Y_{t+k}-\mu)$. أما إذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة عند المستوى لاحتوائها على جذر الوحدة فيتم إجراء الفروق d مرة لتحديد المستوى الذي يتحقق عنده استقرار السلسلة التي تسمى متكاملة من الدرجة d ويرمز لها بـ I(d).

و لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية و تحديد درجة تكاملها هناك عدة طرق منها : طريقة التمثيل البياني للسلسلة الزمنية وشكل دالة الارتباط الذاتي و اختبارات جذر الوحدة التي يمكن أجراؤها وفقا لعدة أساليب، منها اختبار دكي فولر الموسع (ADF) – وهو الاختبار المعتمد في دراستنا– واختبار فيليبس بيرون (PP) ، و اختبار KPSS. (Sinha, 2015)

2-3- اختبار التكامل المشترك:

يتم تطبيق اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة بعد تحديد رتبة تكامل تلك المتغيرات باستخدام اختبار جذر الوحدة، فإذا كانت متكاملة من نفس الدرجة يتم التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات بواسطة اختبار التكامل المشترك الذي يركز على سلوك البواقي حيث إذا وجد متغيران غير مستقرين أو أكثر فإنه يمكن أن تكون بينهما علاقة في الأجل الطويل إذا كانت بواقي تقدير انحدار أحدهما على الآخر مستقرة.

يمكن إجراء اختبارات التكامل المشترك بطريقة أنجل– غرانجر ذات الخطوتين حيث يتم في الخطوة الأولى تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة بطريقة المربعات الصغرى العادية، ثم اختبار استقرارية بواقي التقدير باستخدام اختبار دكي فولر الموسع (عربش و آخرون، 2011)، فإذا كانت سلسلة البواقي مستقرة فإننا نستنتج وجود علاقة تكامل مشترك بين هذه المتغيرات الدراسة والعكس في حالة ما إذا كانت سلسلة

البواقي غير مستقرة. كما يمكن إجراء اختبارات التكامل المشترك أيضا بطريقة جوهانسن التي تعتمد على نسبة المعقولية العظمى، ويفضل استخدام هذه الطريقة في اختبار النماذج التي تحتوي على أكثر من متغيرين – وهي الحالة في دراستنا – لاحتمال وجود أكثر من شعاع واحد للتكامل المشترك، حيث تسمح هذه الطريقة بالأثر المتبادل بين المتغيرات المدروسة والتي يفترض أنه غير موجود في طريقة أنجل– غرانجر ذات الخطوتين.

وتمثل طريقة جوهانسن اختبارا لرتبة المصفوفة Π مصفوفة المعاملات التي تمثل آثار المتغيرات في الأجل الطويل والتي يفترض أنها متكاملة من الدرجة الأولى، ويرمز لرتبة هذه المصفوفة بـ r التي تحدد عدد أشعة التكامل المشترك و التي يتم تحديد عددها باستخدام اختبارين إحصائيين هما اختبار الأثر واختبار القيم الذاتية العظمى. (Sinha, 2015)

وتحسب إحصاءة اختبار الأثر بالعلاقة: $\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^{k} \ln(1-\lambda_i)$

حيث: n يمثل حجم العينة، r عدد أشعة التكامل المشترك، λ_i القيمة الذاتية i للمصفوفة Π و k عدد المتغيرات.

حيث يتم اختبار فرضية العدم لهذا الاختبار تتمثل في أن عدد أشعة التكامل المشترك اقل من أو يساوي r مقابل الفرضية البديلة $r > k$

وتحسب إحصاءة اختبار القيم الذاتية العظمى بالعلاقة : $\lambda_{\max} = -n \ln(1-\lambda_i)$

ويجري اختبار فرضية العدم التي تنص على وجود r شعاع للتكامل المشترك مقابل الفرضية البديلة القائلة بوجود $r+1$ من أشعة التكامل المشترك. (عبد الرزاق و الجبوري، 2012)

تخضع إحصاءتا الاختبارين لتوزيع احتمالي مماثل لتوزيع كاي تربيع، ويتم اختبار الفرضيات العدم في كلا الاختبارين بمقارنة قيم احصاءات الاختبار المحسوبة بالقيم الجدولية المقابلة لها الواردة في Johansen and Juselies (1990) عند مستوى معنوية معين، فيتم رفض فرضية العدم إذا كانت قيمة احصاءة الاختبار المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية (Bourbonnais, 2005).

3- الجانب التطبيقي

3-1- اختبار جذر الوحدة:

لاختبار فيما إذا كانت السلاسل الزمنية للمتغيرات موضوع الدراسة مستقرة أم لا وتحديد درجة تكاملها، تم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع ADF وجدول (1) يوضح نتائج تحليل اختبار ADF

جدول رقم (1): نتائج اختبار ديكي فولر الموسع ADF لدراسة استقرارية المتغيرات

الاختبار / المتغيرات	اختبار عند المستوى			اختبار عند الفرق الأول		
	بقاطع	بقاطع واتجاه عام	بدون	بقاطع	بقاطع واتجاه عام	بدون
Lgdpc	0.5848	-3.3318	1.8731	-5.1820	-5.1795	-4.1801
Lents	-1.0790	-1.0996	0.8222	-5.9129	-6.3846	-5.9561
Lco2n	-0.7303	-3.8981	-0.8486	-7.1777	-7.0728	-7.1995
Lrec	0.2724	1.8269	0.7319	-4.8964	-3.8295	-4.7928

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews 7

يوضح الجدول (1) نتائج تحليل استقرارية السلاسل الزمنية. وتشير نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ADF للسلاسل الزمنية للوغاريتم الناتج الداخلي الخام للفرد، كثافة استهلاك الطاقة، كثافة ثاني أكسيد الكربون و نسبة استهلاك الطاقات المتجددة إلى إجمالي استهلاك الطاقة غير مستقرة في مستوياتها حيث نلاحظ أن القيم المطلقة المحسوبة لإحصاءة اختبار ADF أقل من القيم الحرجة عند مستوى المعنوية (5%) و بالتالي لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة، ولكن يمكن ملاحظة استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة بعد إعادة الاختبار عند الفرق الأول، حيث تم رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة للفرق الأول لمستويات السلاسل الزمنية عند مستوى معنوية (5%) سواء بوجود قاطع للسلاسل الزمنية أو في حال وجود قاطع واتجاه عام أو بدون وجود قاطع و لا اتجاه عام. مما يعني أن السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

3-2- اختبار التكامل المشترك:

بعد فحص استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة اتضح أنها متكاملة من الدرجة الأولى، وعليه فسيتم اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسن المستخدمة في النماذج التي تتكون من أكثر من متغيرين لتأكيد وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة و تحديد عدد أشعة التكامل المشترك عن طريق اختباري الأثر و القيم الذاتية العظمى.

جدول رقم (2): نتائج اختبار التكامل المشترك

اختبار الأثر				اختبار القيمة الذاتية			
فرضية العدم	الفرضية البديلة	إحصاءة الاختبار	القيمة الحرجة	فرضية العدم	الفرضية البديلة	إحصاءة الاختبار	القيمة الحرجة
$r \leq 0$	$r > 0$	63.1	47.85	$r \leq 0$	$r = 1$	34.81	27.58
$r \leq 1$	$r > 1$	26.49	29.79	$r \leq 1$	$r = 2$	19.98	21.13
$r \leq 2$	$r > 2$	6.51	15.49	$r \leq 2$	$r = 3$	6.36	14.26
$r \leq 3$	$r > 3$	0.14	3.84	$r \leq 3$	$r = 4$	0.14	3.84

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews 7

يوضح الجدول رقم (2) نتيجة اختبار الأثر واختبار القيم الذاتية العظمى لاختبار وجود علاقة في الأجل الطويل بين الناتج الداخلي الخام للفرد، كثافة استهلاك الطاقة، كثافة ثاني أكسيد الكربون و نسبة استهلاك الطاقات المتجددة.

و تشير النتائج إلى أن اختبار الأثر واختبار القيم الذاتية العظمى قد أعطيا النتيجة نفسها و التي مؤداها أنه لا يمكن قبول فرضية العدم ($r = 0$) بعدم وجود التكامل المشترك عند مستوى معنوية (5%) وقبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود شعاع واحد للتكامل المشترك، أي أن السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج مستقرة وتوجد توليفة خطية مستقرة تمثل العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات مما يعني أن التغيرات في كثافة استهلاك الطاقة و كثافة ثاني أكسيد الكربون و استخدام الطاقات المتجددة تساعد في تفسير تغير الناتج الداخلي الخام للفرد.

3-3- تقدير وتقييم النموذج القياسي

3-3-1- تقدير معالم النموذج:

بعد اختبار استقرار السلاسل الزمنية للنموذج القياسي المشار إليه سابقا قمنا بتقدير معالم هذا النموذج وفقا لطريقة المربعات الصغرى العادية باستخدام البرمجية الإحصائية (EVIEWS 7) حيث كانت مخرجات التقدير كما يلي:

الجدول رقم (3): تقدير معالم نموذج الانحدار

Dependent Variable: LOG(GDPC)
Method: Least Squares
Date: 10/18/17 Time: 10:53
Sample: 1991 2014
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ENTS)	-0.988207	0.408051	-2.421774	0.0251
LOG(REC)	-0.150611	0.049842	-3.021746	0.0067
LOG(CO2N)	-0.694401	0.138676	-5.007360	0.0001
C	11.24620	0.453925	24.77544	0.0000

R-squared	0.810039	Mean dependent var	9.317150
Adjusted R-squared	0.781545	S.D. dependent var	0.138955
S.E. of regression	0.064947	Akaike info criterion	-2.479494
Sum squared resid	0.084361	Schwarz criterion	-2.283152
Log likelihood	33.75393	Hannan-Quinn criter.	-2.427404
F-statistic	28.42822	Durbin-Watson stat	1.502291
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews 7

من مخرجات التقدير تكون معادلة الإنحدار على الشكل:

$$Lgdpc = 11.246 - 0.988\ Lents - 0.15\ Lrec - 0.694\ Lco_2n \ldots\ldots\ldots (2)$$

3-3-2- دراسة المعنوية الإحصائية و الاقتصادية للنموذج:

يتبين من مخرجات التقدير أن كل من المعالم $\alpha, 1\beta$ و 2β و 3β ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، حسب اختبار ستيودنت للمعنوية الجزئية للمعالم حيث نلاحظ أن

قيمة Prob المقابلة لإحصاءة ستيودنت المحسوبة لكل معلمة من معالم الانحدار و التي تشير إلى احتمال قبول فرضية العدم أقل من مستوى المعنوية 5% و منه نقبل الفرضية البديلة القائلة باختلاف المعاملات عن الصفر، وبالتالي فإن المتغيرات المفسرة المدرجة في النموذج تمارس تأثيرا على المتغير التابع المدروس. و تشير إحصاءة فيشر F إلى وجود معنوية كلية لمعالم الانحدار انطلاقا من اختبار فيشر للمعنوية الكلية للنموذج ويدل على ذلك قيمة Prob المقابلة لإحصاءة فيشر المحسوبة، كما يشير معامل التحديد المصحح (Adjusted R-squared) إلى أن النموذج المقدر يفسر 78.15% من التغير في المتغير التابع بواسطة المتغيرات المستقلة المذكورة ما يعني وجود قدرة تفسيرية عالية للنموذج المقدر.

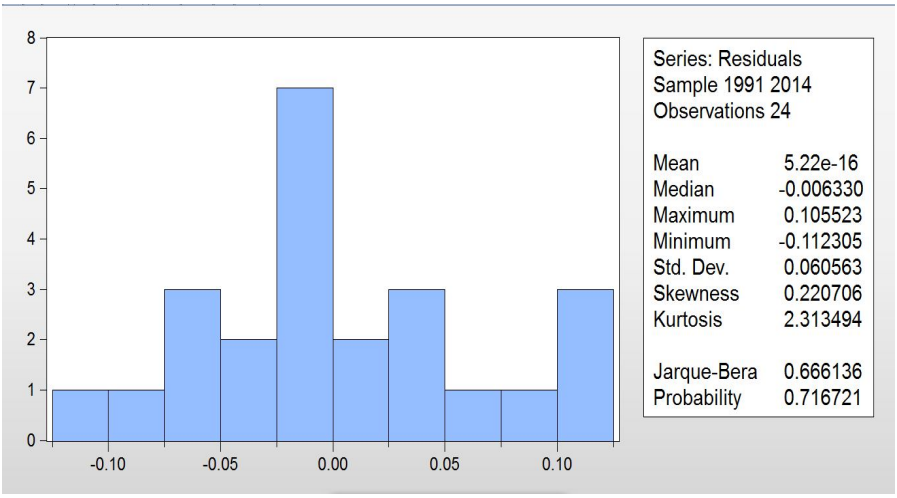
أما فيما يتعلق بمطابقة النموذج للنظرية الاقتصادية فنلاحظ أن إشارة معاملي المتغيرين كثافة استهلاك الطاقة Lents و كثافة الكربون Lco2n جاءتا سالبتين و مطابقتين للتوقعات النظرية المسبقة بينما جاءت إشارة معامل المتغير استهلاك الطاقة المتجددة سالبة عكس ما كان متوقعا مسبقا.

3-3-3- الاختبارات القياسية للنموذج

وفيما يتعلق بالاختبارات القياسية المتعلقة بالمشاكل المرتبطة بطريقة القياس و التي تعتري نماذج القياس الاقتصادي فتبين خلو النموذج المقدر من هذه المشاكل حسب الاختبارات التالية:

أ- اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر: يتطلب إجراء اختبارات المعنوية الجزئية للنموذج المقدر (اختبار ستيودنت) أو المعنوية الكلية (اختبار فيشر) توفر شرط التوزيع الطبيعي للبواقي الذي يجب التقيد به في حالة العينات صغيرة الحجم. ولاختبار التوزيع الطبيعي للبواقي استخدمنا اختبار جارك – بيرا كما يلي:

الشكل رقم (1): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر



المصدر: مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews 7

يظهر اختبار جارك– بيرا أن بواقي النموذج المقدر تتوزع توزيعا طبيعيا من خلال مقارنة إحصائية جارك – بيرا المحسوبة (S = 0.66) مع إحصاءة كاي تربيع بدرجتي حرية (χ2 0.05 (2) = 5.99) حيث نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي إذا كانت قيمة إحصاءة جارك – بيرا أقل قيمة إحصاءة كاي تربيع، و يدل على ذلك أيضا القيمة الاحتمالية لإحصاءة جارك – بيرا التي تساوي 0.71 و هي أكبر من مستوى المعنوية 5% أي أنه لا يمكننا رفض الفرضية الصفرية ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي عند مستوى المعنوية 5%.

ب– اختبار عدم تجانس التباين: يوضح الجدول التالي نتائج اختبار ARCH للكشف عن مشكل عدم تجانس تباين البواقي

الجدول رقم (4): نتائج اختبار عدم تجانس تباين حد الخطأ

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic1.251189	Prob. F(1,21)0.2760
Obs*R-squared1.293294	Prob. Chi-Square(1)0.2554

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/26/17 Time: 08:57
Sample (adjusted): 1992 2014
Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004388	0.001172	3.742831	0.0012
RESID^2(-1)	-0.240154	0.214698	-1.118565	0.2760

R-squared	0.056230	Mean dependent var	0.003512
Adjusted R-squared	0.011289	S.D. dependent var	0.004208
S.E. of regression	0.004184	Akaike info criterion	-8.032255
Sum squared resid	0.000368	Schwarz criterion	-7.933516
Log likelihood	94.37093	Hannan-Quinn criter.	-8.007423
F-statistic	1.251189	Durbin-Watson stat	2.021444
Prob(F-statistic)	0.275958		

المصدر: مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews 7

يظهر من الجدول أعلاه أن التباين الشرطي لبواقي النموذج المقدر متجانس انطلاقا من قيمة كل من إحصاءة فيشر المحسوبة التي تساوي 1.25 و هي أصغر من إحصاءة فيشر الجدولية عند مستوى معنوية 5% بدرجتي حرية 1 و 21 (F = 4.32) أو إحصاءة مضاعف لاغرانج (LM = nR2 = 1.29) الأصغر مقارنة مع إحصاءة كاي تربيع ($\chi 2$ 3.84 = (1) 0.05) وهو ما يعني قبول الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس تباين البواقي.

ج- اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء: يعتبر هذا الاختبار مهما للتأكد من صحة القرار بشأن معنوية النموذج المقدر و جودة توفيقه، و قد استخدمنا اختبار Breusch-Godfrey :

الجدول رقم (5): نتائج اختبار BGF للارتباط الذاتي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.011293	Prob. F(2,18)	0.3835
Obs*R-squared	2.424366	Prob. Chi-Square(2)	0.2975

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 10/26/17 Time: 09:04
Sample: 1991 2014
Included observations: 24
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ENTS)	0.121113	0.417180	0.290313	0.7749
LOG(REC)	0.030463	0.054245	0.561591	0.5813
LOG(CO2N)	0.017153	0.139122	0.123295	0.9032
C	-0.143861	0.465781	-0.308859	0.7610
RESID(-1)	0.265499	0.248969	1.066393	0.3003
RESID(-2)	0.221836	0.252802	0.877506	0.3918

R-squared	0.101015	Mean dependent var	5.22E-16
Adjusted R-squared	-0.148703	S.D. dependent var	0.060563
S.E. of regression	0.064910	Akaike info criterion	-2.419316
Sum squared resid	0.075839	Schwarz criterion	-2.124803
Log likelihood	35.03180	Hannan-Quinn criter.	-2.341182
F-statistic	0.404517	Durbin-Watson stat	1.883760
Prob(F-statistic)	0.839330		

المصدر: مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews 7

تظهر قيمة إحصاءة دوربين واتسون (DW= 1.5) الواردة في الجدول (3) عدم إمكانية الحسم بوجود مشكل الارتباط الذاتي لوقوعها في منطقة الشك بين القيمتين الحرجتين لتوزيع دوربين واتسون (D1= 1.10) و (D2= 1.66) بدرجتي حرية 24 و3، لذلك نلجأ إلى اختبار Breusch-Godfrey الذي يبين عدم وجود مشكل الارتباط الذاتي عند مقارنة إحصاءة مضاعف لاغرانج المحسوبة (LM = 2.42) مع إحصاءة كاي تربيع (χ2 0.05 (2) = 5.99) و يؤكد ذلك أيضا القيمة الإحتمالية لإحصاءة كاي تربيع Prob. Chi-Square(2) = 0.2975 أكبر من مستوى المعنوية 5% ما يدل على عدم إمكانية رفض فرضية العدم التي تنص على استقلالية الأخطاء و بالتالي عدم وجود مشكل الارتباط الذاتي.

د- اختبار تعدد العلاقات الخطية: يعتبر الاستقلال الخطي للمتغيرات المفسرة أهم الشروط لتطبيق طريقة المربعات الصغرى، ذلك أن وجود علاقة خطية بين متغيرين مفسرين أو أكثر و هو ما يعرف بالتعدد الخطي يؤدي إلى عدم إمكانية تقدير معالم نموذج الانحدار (كلجيان، 2001)، و للكشف عن مشكل تعدد العلاقات الخطية نستخدم معامل تضخم التباين (VIF) كما يلي:

الجدول رقم (6): اختبار التعدد الخطي

Variance Inflation Factors
Date: 10/26/17 Time: 09:09
Sample: 1991 2014
Included observations: 24

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
LOG(ENTS)	0.166505	1580.295	2.477837
LOG(REC)	0.002484	19.67929	3.330862
LOG(CO2N)	0.019231	152.6246	1.628782
C	0.206048	1172.380	NA

المصدر: مخرجات البرمجية الإحصائية Eviews 7

يبن الجدول (6) قيمة معامل تضخم التباين لكل متغير من المتغيرات المفسرة حيث أن جميع القيم أقل من 5 و هو ما يمكننا من القول بعدم وجود مشكل التعدد الخطي بين المتغيرات المفسرة المدرجة في النموذج.

4- التفسير الاقتصادي:

يتضح من المعادلة (2) وجود علاقة عكسية بين كثافة استهلاك الطاقة و نمو الناتج الداخلي الخام للفرد من خلال الإشارة السالبة لمعلمة متغير كثافة استهلاك الطاقة، وكذلك علاقة عكسية بين كثافة ثاني أكسيد الكربون و نمو الناتج الداخلي الخام للفرد، و هو ما يتفق مع المنطق الاقتصادي الذي يسير في اتجاه الفصل بين النمو الاقتصادي و استهلاك الطاقة، و يتبين من المعادلة أهمية تأثير كفاءة استخدام الطاقة في الاقتصاد الوطني معبرا عنه بكثافة استهلاك الطاقة على النمو الاقتصادي من خلال قيمة معامل المرونة المرتفعة و التي قاربت الواحد (1) حيث توضح المعادلة أن انخفاض كثافة

استهلاك الطاقة – الذي يشير إلى تحسن كفاءة استخدام الطاقة – بـ 10% تؤدي إلى ارتفاع الناتج الداخلي الخام للفرد بنسبة 9.88%، و يدل ذلك أيضا على أهمية الفرص المتاحة لترشيد استهلاك الطاقة و كفاءة استخدامها في الاقتصاد الوطني الذي يتميز بالنمو الكبير لاستهلاك الطاقة نتيجة لسلوكات الاستهلاك غير العقلاني في القطاع المنزلي الذي يعتبر أكبر مستهلك للطاقة في الجزائر، و كذلك الأمر بالنسبة لقطاع النقل بفعل سياسة الدعم و تدني أسعار الوقود، إضافة إلى ضعف الفعالية الطاقوية في القطاع الصناعي الذي يتميز بكثافة الاستهلاك النوعي للطاقة نتيجة ضعف الإنتاجية في الوحدات الصناعية، و تركز التصنيع في الصناعات كثيفة الاستهلاك للطاقة كالصناعات النفطية و البتروكيميائية وصناعة الإسمنت و الصناعات المعدنية. في السياق ذاته يتبين من النموذج المقدر أهمية الأثر الإيجابي لاستخدام تكنولوجيا الطاقة النظيفة على النمو الاقتصادي في الجزائر، كما هو الشأن في قطاع النقل من خلال التوسع في تحويل مركبات النقل البري من استخدام وقود الديزل و البنزين إلى استخدام وقود غاز البترول المميع الذي يعتبر أكثر نظافة وملاءمة للبيئة مقارنة بسابقيه، إذ توضح المعادلة أن انخفاض حجم الانبعاثات الملوثة – نتيجة لاستخدام تكنولوجيا الطاقة النظيفة و الوقود الأقل تلويثا – بالمكافئ من ثاني أكسيد الكربون لكل وحدة طاقة مستهلكة في الاقتصاد الوطني بنسبة 10% تؤدي إلى ارتفاع الناتج الداخلي الخام للفرد بنسبة 6.94%.

من جهة أخرى يبين النموذج المقدر وجود علاقة عكسية بين استهلاك الطاقة المتجددة و نمو الناتج الداخلي الخام للفرد في الجزائر خلافا للتوقعات النظرية المسبقة و يمكن تفسير ذلك بالاستخدام المتدني جدا لمصادر الطاقة المتجددة و الذي لا يزال خارج النطاق التجاري و المنحصر أساسا في بعض المناطق المعزولة في أقصى الجنوب و الهضاب العليا و في نشاطات محدودة كالإنارة الريفية و ضخ المياه الجوفية و ذلك نظرا للتكلفة المرتفعة لهذه المصادر مقارنة بمصادر الطاقة التقليدية، هذا بالإضافة إلى عدم الاهتمام بالاستخدامات الصناعية لطاقة النفايات و الكتلة الحيوية من الفضلات العضوية المنزلية و الصناعية ما يعني خسارة مخزون هام من مصادر الطاقة المتجددة التي يمكن استخدامها لإنتاج الطاقة الحرارية و/أو الكهرباء و التي تساهم إضافة إلى ذلك في الحد من التلوث و تدهور البيئة و بالتالي المحافظة على رأس المال الطبيعي.

5- خاتمة:

تمثل كفاءة استخدام الطاقة و تكنولوجيا الطاقة عاملا أساسيا لتحقيق النمو الاقتصادي المستدام، وتماشيا مع توجهات التنمية المستدامة و الاستخدام العقلاني للموارد المتاحة فإنه يمكن للاقتصاد الجزائري الفصل بين النمو الاقتصادي و نمو استهلاك الطاقة و بالتالي التحول إلى اقتصاد أقل استهلاكا للطاقة و على وجه الخصوص مصادر الطاقة الأحفورية لما ينطوي عليه من إمكانيات هامة في كفاءة استخدام الطاقة و الطاقات النظيفة و التي يجب العمل على ترجمتها إلى واقع ملموس في مختلف القطاعات عبر البرامج التي تستهدف الاستخدام الرشيد و العقلاني للطاقة في الاقتصاد الوطني، و من ناحية أخرى فإن التوسع في استخدام مصادر الطاقة المتجددة ضمن مزيج الاستهلاك الوطني لا يعتمد فقط على وفرة مصادر الطاقة المتجددة التي تزخر بها الجزائر كالطاقة الشمسية و الكتلة الحيوية، و إنما يتطلب أولا وعيا وقناعة بأهمية استخدام هذه المصادر ثم التحكم في تكنولوجيات إنتاجها و تخفيض كلفتها لتدخل ضمن دائرة الاستغلال الاقتصادي بشكل تدريجي.

قائمة المراجع :

(1)- بن نونة، فاتح، تحديات الطاقة و التنمية المستدامة: أي الخيارات البديلة؟ نور للنشر، ألمانيا (Sarrebruck)، 2017، ص 32

(2)- عبد الرزاق، كنعان عبد اللطيف و الجبوري، أنسام خالد حسن، دراسة مقارنة في طرائق تقدير إنحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملي، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية، السنة العاشرة، العدد الثالث و الثلاثون، 2012

(3)- عبد السلام، محمد السيد، الأمن الغذائي للوطن العربي، سلسلة عالم المعرفة، المجلس الوطني للثقافة والفنون و الآداب، الكويت، 1998

(4)- عربش، شفيق و نقار، عثمان و إسماعيل، رولى شفيق، اختبارات السببية و التكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية، مجلة جامعة تشرين للبحوث و الدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية و القانونية، المجلد 33، العدد 5، 2011

(5)– كلجيان، هاري و والاس أوتس، مقدمة في الاقتصاد القياسي، ترجمة: المرسي السيد حجازي و عبد القادر محمد عطية، جامعة الملك سعود للنشر العلمي و المطابع، 2001، ص 112

(6)- Bourbonnais, R. Econométrie, dunod, 6e edition, Paris, 2007, p 290

(7)- Filippini, M. ; Hunt, L. C. Energy demand and energy efficiency in the OECD countries: a stochastic demand frontier approach, SEEDS 127, 2010

(8)- Foxon, T. J.; Steinberger J, The role of energy and efficiency in economic development: policy implications, Foundations of Future Energy policy, 2013, pp. 177 – 183

(9)- Sinha, A. Modeling Energy Efficiency and Economic Growth: Evidences from India, International Journal of Energy Economics and Policy, Vol. 5, No. 1, 2015, pp.96-104

(10)- Vivid Economics, Energy efficiency and economic growth (Report prepared for The Climate Institute) London, 2013