

قياس العلاقة بين الانشطة القطاعية ومشكلة التلوث البيئي في العراق للمدة [2015-1990]

طالب ماجستير. حسين شاكر طهيلو**

أ. د. عبد الزهرة فيصل يونس***

المستخلص

إن الحفاظ على سلامة البيئة يُعد هدفاً شاملاً للبشرية جمعاء، فهو وإن كان في أبرز معالمه اقتصادياً، إلا أن الأوساط البيئية هي الحواضن التي لا يمكن الاستغناء عنها أو استبدالها بغيرها، من هنا تأتي ضرورة التصدي لدراسة الآثار الجانبية للنشاط الانساني على معطياتها والتي تتعرض نتيجة غياب الوعي البيئي لظاهرتي التلوث مما يفقدها صلاحيتها للانتفاع، والتآكل الذي سيقود في لحظة ما الى النضوب، وفي خطر داهم على مستقبل النمو الاقتصادي العالمي ومن ثم على رفاهية الانسان وقدرته على استحداث وسائل اشباع مناسبة لحاجاته المتعددة والمتجددة. على هذه المقاربات الفكرية انصب بحثنا الذي استعانا بالأساليب الاحصائية فيه لقياس العلاقة بين نمو الناتج المحلي الاجمالي في العراق وحجم الانبعاثات الهيدروكربونية.

الكلمات الرئيسية: نموذج ARDL، الناتج المحلي الإجمالي، GDP، انبعاثات الغازات الهيدروكربونية، GHG، الاستهلاك المحلي من النفط الخام، GDC.

Measuring The Relationship Between Sectoral Activities And The Problem Of Environmental Pollution In Iraq For The Period (1990-2015)

Hussein Shakir Tahelo

husseinshaker.t@gmail.com

Prof Dr. Abdul Zahrah F.Younis

maazher57@gmail.com

Abstract

Preserving the integrity of the environment is a comprehensive goal for all of humanity, even though it is among its most important economic features, but the environmental milieu are incubators that cannot be dispensed with or replaced with others, hence the need to address the study of the side effects of human activity on its data, which are exposed as a result of the absence the environmental awareness of the two phenomena of pollution, which makes them lose their usefulness for use, and the erosion that will lead at some point to depletion, and in imminent danger to the future of global economic growth, and then to the well-being of man and his ability to create media suitable for his multiple and renewable needs. On these intellectual

* بحث مسنل / من رسالة ماجستير

** طالب ماجستير/الجامعة المستنصرية/كلية الادارة والاقتصاد

*** عضو هيئة تدريسه/ الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد / قسم الاقتصاد

approaches, our research focused on which we used statistical methods to measure the relationship between the growth of GDP in Iraq and the size of hydrocarbon emissions.

Keywords: ARDL model, Gross Domestic Product (GDP), Hydrocarbon Emissions (GHG), Domestic Crude Oil Consumption (GDC).

المقدمة

لقد اعتاد الباحثون على اختصار المشكلات البيئية بمشكلة واحدة، أو على الأقل جعلها العنوان الرئيسي لها، هي معضلة التلوث البيئي، ذلك لأنه على وفقهم لا يعدو ان يكون التصحر الا واحداً من تجلياتها كما ان نضوب الموارد سبب كينونتها وتجزؤها، وهكذا تتشكل دالتها من متغيرين اساسيين هما: النشاط الاقتصادي ممثلاً بالنتائج المحلي الإجمالي، والمنبع الاساسي للملوثات وهو مصادر الطاقة الاحفورية (الفحم الحجري والنفط). ومن أجل التوافق على اليقين بخصوص هذه الثنائية في الاقتصاد العراقي ارتأينا قياسها احصائياً. عبر المباحث الآتية:

المبحث الأول: تحديد ووصف متغيرات النموذج الاحصائي.

المبحث الثاني: الاختبارات الاحصائية لا استقرارية السلاسل الزمنية.

المبحث الثالث: تحليل السلسلة الزمنية وتشخيص العلاقة بين متغيراتها باستخدام نموذج (ARDL) الاحصائي.

مشكلة البحث: نتيجة اعتماد المجتمعات خلال الثورة الصناعية على مصادر الطاقة الاحفورية (الفحم الحجري والنفط) في المجالات الانتاجية والاستهلاكية، تضاعفت معدلات التلوث في الاوساط البيئية (التربة، الماء، الهواء) بالتزامن مع زيادة معدلات النمو الاقتصادي حتى بلغت الحد الحرج في عصرنا الراهن.

فرضية البحث: ان هناك علاقة دائرية بين الناتج المحلي الاجمالي (GDP) والاستهلاك المحلي من النفط الخام (GDC)، إذ إن زيادة معدلات النمو الاقتصادي تقتضي زيادة استهلاك مصادر الطاقة التقليدية في المراحل البدائية، ولكن بعد أن يبلغ الاقتصاد مرحلة النضوج يبدأ احلال التكنولوجيا المتقدمة محل التقليدية المتقدمة.

هدف البحث: يهدف البحث الى قياس العلاقة الدالية بين النشاط القطاعي في الاقتصاد العراقي ونمو معدلات تلوث البيئة العراقية والنتائج الاقتصادية المترتبة عليها.

أسلوب البحث: تم توظيف الأساليب القياسية الحديثة المتمثلة بنموذج الانحدار الذاتي للتباطؤات الموزعة (ARDL)، استناداً الى برنامج (Eviews 9) لاختبار فرضية البحث والتثبت من العلاقة بين النمو الاقتصادي في العراق وحجم الاستهلاك من المركبات الهيدروكربونية.

المبحث الأول: تحديد ووصف متغيرات النموذج الاحصائي

أولاً: البيانات وتوصيف النموذج: يقوم هذا المبحث على المنهجية التي تعتمد معادلة منفردة بمتغيرات عدة. وفي إطار هذه المنهجية فقد تم استعمال معادلة (ARDL) لتحديد العلاقة بين متغيرات النموذج الثلاثة،

وهي الناتج المحلي الإجمالي (GDP) بوصفه متغيراً تابعاً، الاستهلاك المحلي (GDC) و انبعاثات الغازات الهيدروكربونية (GHG) بوصفهما متغيرين مستقلين. وتُعد هذه المرحلة من أبرز المراحل في الجانب التطبيقي؛ و تتطوي على جملة من الخطوات نوجزها كالآتي⁽ⁱ⁾:

- 1- تشخيص أبرز متغيرات الانموذج وذلك بالاعتماد على منطق النظرية الاقتصادية وحسب البيانات المتاحة.
 - 2- تحديد الشكل الرياضي للانموذج: وفي هذه الخطوة يتم اختيار نوع المعادلة الرياضية الملائمة، وكذلك عدد المعادلات، ودرجة خطية وتجانس الانموذج الموظف في الدراسة.
 - 3- تحديد التوقعات الأولية (المُسبَّقة): تُعد هذه الخطوة مهمة للغاية، إذ يتم بمقتضاها تحديد الإشارة المتوقعة للمعالم المُقدَّرة وحجم المَعلمات الموافق للعلاقات الاقتصادية بين المتغيرات⁽ⁱⁱ⁾.
- وتجدر الإشارة الى ان بيانات النموذج تُحوّل الى لوغاريتمات قبل تحليلها قياسيا لاستبعاد تأثير معنوية الفروقات على تفسير المعاملات المُقدَّرة على اعتبار انها مروونات (Elasticities) للمتغير التابع بالنسبة لكل متغير من المتغيرات التفسيرية. والأهم من ذلك أن هذا التحويل اللوغاريتمي يقلل من مشكلة اختلاف التباين للمعالم (Heteroscedasticity)⁽ⁱⁱⁱ⁾.

جدول (1) حجم (GDP) ، (GDC) ، (GHG) في العراق للمدة 1990-2015

| الانبعاثات الهيدروكربونية kiloton of co2 (GHG) equivalent | حجم الاستهلاك المحلي من النفط الخام الف طن مكافئ/سنة | الناتج المحلي الاجمالي (GDP) مليون دولار | السنوات |
|---|---|--|---------|
| 99866.4 | 405.533 | 74933.42 | 1990 |
| 70211 | 760.375 | 66130.6 | 1991 |
| 79840.9 | 1,470.059 | 75533.3 | 1992 |
| 96576.4 | 1,672.825 | 76667.9 | 1993 |
| 106658 | 1,520.750 | 77815.1 | 1994 |
| 107285 | 1,774.209 | 7500 | 1995 |
| 98175.5 | 1,824.900 | 78063.73 | 1996 |
| 103254 | 1,976.975 | 78856.06 | 1997 |
| 106026 | 1,926.284 | 29122 | 1998 |
| 110879 | 1,774.209 | 23700 | 1999 |
| 124402 | 1,875.592 | 20969.05 | 2000 |
| 132844 | 2,331.817 | 17682.29 | 2001 |
| 128686 | 2,585.276 | 17436.61 | 2002 |
| 107791 | 1,774.209 | 10621.06 | 2003 |
| 125424 | 1,976.975 | 26175.04 | 2004 |
| 124612 | 1,824.900 | 36243.35 | 2005 |

| | | | |
|--------|-----------|----------|------|
| 129502 | 2,027.667 | 54474.86 | 2006 |
| 130078 | 2,483.892 | 74235.16 | 2007 |
| 137871 | 2,230.434 | 107672 | 2008 |
| 138424 | 3,497.726 | 94275 | 2009 |
| 146904 | 3,244.267 | 117138 | 2010 |
| 151457 | 3,244.267 | 157994 | 2011 |
| 155530 | 3,041.501 | 185945 | 2012 |
| 158046 | 4,714.326 | 207124 | 2013 |
| 169692 | 6,792.685 | 192772 | 2014 |
| 163200 | 7,857.210 | 153990 | 2015 |

المصدر: منظمة الاقطار العربية المصدرة للبتروول أوابك <http://oapecorg.org>

ثانياً، صياغة نموذج ARDL، لقد وقع اختيارنا على نموذج تصحيح الخطأ غير المُقيّد (Unrestricted ECM) لانه ينطوي على دراسة علاقات الاجلين الطويل والقصير ما بين المتغيرات التابعة والمستقلة كما هي مُمثّلة في الصيغة الرياضية الآتية:

$$\Delta GDP_t = b_0 +$$

$$\sum_{t=1}^n b_1 \Delta GDP_{t-i} + \sum_{t=0}^n b_2 GDC_{t-i} + \sum_{t=0}^n b_3 GHG_{t-i} + b_4 GDP_{t-1} + b_5 GDC_{t-1} + b_6 GHG_{t-1} + Ut \dots \dots (1)$$

وتشتمل المعادلة أعلاه على نوعين من المعلمات، هي معلمات الاجل القصير (b_1 b_2 b_3) ومعلمات

الاجل البعيد (b_4 b_5 b_6).

المبحث الثاني، الاختبارات الإحصائية لاستقرار السلاسل الزمنية،

تعني استقراريه السلسلة الزمنية توافرها على وسط حسابي وتباين ثابتين نسبياً^(iv)، اذ يتعلق مفهوم الاستقرار هنا بتغير قيم تلك السلسلة مع مرور الزمن دون حصول تغير في متوسطاتها خلال فترة زمنية طويلة ، والسلسلة المستقرة تكون متكاملة من الدرجة (صفر) ويرمز لها بالرمز (0) في حين تتغير متوسطات السلسلة الزمنية غير المستقرة باستمرار، ويُعد استقرار السلاسل الزمنية شرطاً ضرورياً لتجنب الوقوع في فخ الانحدار الزائف (Spurious Regression)^(v) لذلك عمدنا في نموذجنا الى التأكد من وجود جذر الوحدة بوصفه المعلمة الاساسية لعدم الاستقرائية من خلال إجراء الاختبارات الآتية:

أولاً، اختبار ديكي – فولر الموسع Augment Dicky – Fuller Test

لقد طور ديكي وفولر اختبار جذر الوحدة ليمسح بوجود ارتباطات خطية ومن درجات مختلفة لحد الخطأ فوضعا عام (1979) نموذجاً للتأكد من انطواء السلسلة الزمنية على جذر الوحدة (Unit Root) او من حركة متغيراتها عشوائية بيضاء (White Random Walk)^(vi)، فرضين هما فرض العدم (Null Hypothesis)، أي ان:

$$Y = H_0$$

وهذا يعني أن المتغير التابع يعاني من مشكلة جذر الوحدة، أي إن المتوسط الحسابي لبيانات السلسلة الزمنية يمتاز بعدم ثبات التباين والفرض الآخر البديل (Alternative Hypothesis) هو عندما يكون المتغير (Y) ساكناً.

$$Y = H_1$$

وبذلك لا تتطوي البيانات على جذر الوحدة فيكون متوسطها الحسابي (Mean) والتباين (Variance) والتغاير (Covariance) ثابتة عبر الزمن.

فإذا كانت قيمة (P-Value) أقل من (0.05) فإننا نرفض فرض العدم القائل بعدم استقرار السلسلة الزمنية ونقبل الفرض البديل القائل بأن السلسلة مستقرة.
وتوجد ثلاث صيغ محتملة لاختبار ADF تُحدد بالمعادلات الآتية :

$$\Delta Y_t = \int Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \int Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + YT + \int Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_1 \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

تشير الصيغة الأولى الى عدم وجود حد ثابت واتجاه، في حين تشير الثانية الى وجود حد ثابت، فيما تشير الصيغة الثالثة الى وجود حد ثابت واتجاه. اذن ماهي الصيغة الملائمة من الصيغ الثلاث ؟
اقترح كل من (Sosvilla – Rivero) و (Jenkinson) و (Daldado) (1990)، أسلوباً للبدء في تقدير النموذج الأكثر عمومية والمحدد بالصيغة الثالثة أعلاه، ومن ثم الإجابة على مجموعة الأسئلة المتعلقة بملاءمة كل صيغة والتحول الى النموذج (الصيغة) الأخرى. وتُعد عملية رسم البيانات في هذا المجال مفيدة جداً لأنها تشير بوضوح الى وجود أو عدم وجود جذر الوحدة عندما تكون طبيعة عملية توليد البيانات غير معروفة.

ثانياً، اختبار فيليبس – بيرون (Phillips And Perron Test (PPT))

طور كل من فيليبس وبيرون (Phillips And Perron) اختبار ديكي- فولر الموسع في عام (1988) لتشخيص جذر الوحدة (Unit Root)، وقد قاما بتنشيط فرضي (ديكي-فولر) فضلاً عن تبني شروط الاستقرارية نفسها مع تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة الانحدار وذلك باستخدام طريقة تباين غير معلمية تعكس الطبيعة الديناميكية للسلسلة الزمنية التي تسمح باستقلالية حد الخطأ العشوائي وتوزعه توزيعاً غير متجانس، وبذلك تخليا عن الشروط التقليدية لتوزيع حد الخطأ العشوائي فذهبا الى حساب جذر الوحدة أولاً ومن

ثم تقدير التباين. ولقد طور فليبيس - بيرون (1988) تعميماً لاختبار ADF يسمح بافتراضات اقل حدة فيما يتعلق بتوزيع الأخطاء. ويمكن صياغة هذه الاداة كما في المعادلة الآتية^(vii):

$$\Delta Y_t = \alpha + \int Y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

يختلف اختبار فيليبس - بيرون عن اختبار ديكي - فولر الموسع في كون الثاني يمد الباحث بألية للتخلص من الارتباط المتسلسل (Serial Correlation) وذلك بإضافة تلك الفروق الى المتغير التابع في حين ان الأول يستعمل مصفوفة تغاير الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين^(viii) (Heteroskedasticity And Auto correlation Covariance Matrix)، ويُعد نموذج اختبار فيليبس - بيرون أفضل من نظيره لـ (ديكي - فولر) في اختبار العينات الصغيرة^(ix).

ثالثاً، اختبار أنجل - كرانجر، Engle And Granger، 1987

تعود فكرة التكامل المشترك (Cointegration) إلى كرانجر (Granger) الذي يعتقد بالفرضية الآتية: لو كان هناك تزامناً بين سلسلتين زمنيتين تؤدي التقلبات في احدهما الى الغاء التقلبات في الأخرى بحيث تكون النسبة بينهما ثابتة فهذا يعني إن السلسلة الزمنية لكل متغير قد تكون غير ساكنة عند تحليل استقراريتها لوحدها وساكنة إذا أخذت تلك السلسلتين كمجموعة مشتركة^(x)، ان تحليل التكامل المشترك الذي تم تقديمه من قبل (Engle And Granger) عام (1987) يركز على السلاسل الزمنية غير المستقرة، فهو يشير الى امكانية توليد مزيج خطي منها يتصف بالاستقرار، وفي هذه الحالة تُعد متكاملة من الرتبة نفسها^(xi)، وبعد ذلك يمكن تقدير قيم معلمات نموذج الانحدار الذي لا يكون زائفاً (spurious) في هذه الحالة. ويشترط هذا النموذج اختبار استقرارية السلسلة الزمنية للبواقي عن طريق تطبيق أحد اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests) كاختبار (ADF) أو اختبار (PPT) والتأكد من فرضية العدم (Null Hypothesis):

$$H_0: r = 0$$

$$r = \text{رتبة مصفوفة التكامل المشترك.}$$

أو الفرض البديل (Alternative Hypothesis)

$$H_1: r > 0$$

ففرض العدم يعني عدم وجود تكامل مشترك بين السلسلتين، والفرض البديل يعني وجود تكامل مشترك بين السلسلتين^(xii)، ثم يتم تقدير معادلة الانحدار بإحدى الطرائق الاحصائية الشائعة كطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)^(xiii).

رابعاً، اختبار جوهانسن - جوسليوس، Johansen And Juselius

جاء جوهانسن وجوسليوس باختبار جديد للتكامل المشترك في عام (1990) بسبب عدم ملائمة اختبار (انجل - كرانجر) لنموذج الانحدار المتعدد الذي يضم اكثر من متغيرين فضلاً عن عدم قدرته على مواجهة التحيز

عند استخدام العينات الصغيرة، فوضعا اختباراً يسمح بإجراء التكامل المشترك لأكثر من متغيرين يضمن عدم الوقوع في مشكلة التحيز مع اختبار جذر الوحدة للبواقي قبل تطبيق نموذج الانحدار^(xiv). وبالتالي يمكن قبول فرض العدم في حال عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وقبول الفرض البديل في حال وجود تكامل مشترك ، وإن قبول أي من الفرضين يعتمد على القيمة الاحصائية لـ (T) والتي يمكن الحصول عليها باجراء اختبار (جوهانسن) حيث^(xv):

$$T = n \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - ti) \quad (6)$$

إذ إن:

n = عدد المشاهدات ، k = عدد المتغيرات، r = رتبة المصفوفة ، ti = قيمة مصفوفة الرتب.
فإذا كانت قيمة (t) المُحتسبة أكبر أو تساوي (t) الجدولية فإننا نقبل فرض العدم ونقر بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات.

وإذا كانت قيمة (t) المُحتسبة أصغر أو تساوي (t) الجدولية فإننا نقبل الفرض البديل ونتأكد من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات.

خامساً: أساليب المربعات الصغرى الاعتيادية التي تم تعديلها بشكل كامل والتي اقترحها Philips and Hansen¹، والمربعات الصغرى الاعتيادية الديناميكية التي قدمها Saikkonen¹، 1991، وكذلك Watson, Stock¹، 1993.

ان طريقة التكامل المشترك (Cointegration) الحالية والتي تعرف بالتباطؤ الموزع للانحدار الذاتي (ARDL)، التي قدمها (Pasaran Etal) (2001)^(xvi)، أصبحت الطريقة الأكثر والأوسع استعمالاً من قبل الباحثين، وطريقة التكامل هذه تعرف أيضاً بطريقة اختبارات الحدود (Bound Testing)، وهي تنطوي على خصائص قياسية محددة مقارنة بأساليب التكامل المشترك الأخرى ذات المعادلة المنفردة. وهذه الطريقة تحل مشكلة آانية ولا تصلح لاختبار الفرضيات للمعاملات المُقدرة في الاجل الطويل التي تعرف بطريقة (Engle-Granger)، فهي تطبق طريقة (ARDL) لاختبار وجود علاقة الاجل الطويل بين المتغيرات التي تكون درجة تكاملها (0) = a، أو درجة تكاملها (1) = a، أو خليط بين الاثنين (0) = a، (1) = a.

المطلب الثاني، صياغة نموذج ARDL¹ Autoregressive Distributed Lag Model¹.

ان انموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (Model Autoregressive Distributed Lag) هو أحد النماذج القياسية المعتمدة لاختبار التكامل المشترك من خلال اجراء اختبار الجذور (Bounds test)، وقد طور هذا الاسلوب من قبل (pesaran and shin)^(xvii).
والصيغة العامة للنموذج هي:

$$Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + \dots + b_p Y_{t-p} + a_0 X_t + a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_q X_{t-q} + U_t \quad (7)$$

إذ إن:

Y_t : المتغير التابع في المدة (t).
 Y_{t-1} : متغير مستقل في المدة (t-1).
 X : متغير مستقل.
 b, a : معاملات النموذج.
 U_t : حد الخطأ العشوائي.

وتكمن أهمية نموذج (ARDL) في خصائصه وبرزها كفايته مقارنة بنظائره الأخرى في التعامل مع العينات صغيرة الحجم (على عكس أسلوب (Johansen) في التكامل المشترك الذي يتطلب عينات كبيرة لكي تكون نتائجه منطقية ونافعة فضلاً عن بساطته، فهو يسمح بتقدير علاقات التكامل المشترك باستعمال طريقة (OLS) وبمجرد تحديد عدد التباطؤات، وهذا من شأنه أن يُكوّن إطاراً لمتغير واحد في اختبار وجود علاقة بين المتغير التابع و متغيراته التفسيرية عندما لا يتم التعرف عليه بدرجة مؤكدة. وهو مالا يمكن التوافر عليه في اختبار (Johansen)، كما أنه ليس من الضروري أن تكون درجة التكامل المشترك للمتغيرات التفسيرية المبحوثة مُحددة مسبقاً طبقاً لنموذج (ARDL) على عكس التطبيقات التقليدية المستخدمة في تحليل التكامل المشترك لذلك اعتمدنا هذا النموذج في قياس العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدلات توليد المركبات الهيدروكربونية الملوثة للأوساط البيئية في العراق.

المبحث الثالث، تحليل السلسلة الزمنية وتشخيص العلاقة بين متغيراتها باستخدام نموذج ARDL، الإحصائي.

يمكن تحليل العلاقة بين المتغيرات التابعة والمستقلة في السلسلة الزمنية كالاتي:

أولاً، من الجدول 2 الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (79.348.83) مليون دولار، وبانحراف معياري مقداره (58.945.20)، وان معدل الاستهلاك المحلي من النفط الخام بلغ (2.561.879) طن مكافئ وبانحراف معياري مقداره (1.655.701)، وان معدل الانبعاثات الهيدروكربونية بلغ (123.201.4) كغم مكافئ CO₂، وبانحراف معياري مقداره (25474.02).

جدول (2) المؤشرات الأساسية لبيانات المتغيرات المختارة

| | GDP | GDC | GHG |
|----------------------------|----------|----------|-----------|
| Date: 05/25/18 Time: 13:52 | | | |
| Sample: 1990 2015 | | | |
| Mean | 79348.83 | 2561.879 | 123201.4 |
| Median | 75233.36 | 1976.975 | 125018.0 |
| Maximum | 207124.0 | 7857.210 | 169692.0 |
| Minimum | 7500.000 | 405.5330 | 70211.00 |
| Std. Dev. | 58945.20 | 1655.701 | 25474.02 |
| Skewness | 0.761836 | 1.916975 | -0.049064 |
| Kurtosis | 2.586966 | 6.461299 | 2.364874 |
| Jarque-Bera | 2.699855 | 28.90309 | 0.447431 |
| Probability | 0.259259 | 0.000001 | 0.799542 |
| Sum | 2063070. | 66608.86 | 3203235. |
| Sum Sq. Dev. | 8.69E+10 | 68533654 | 1.62E+10 |
| Observations | 26 | 26 | 26 |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

ثانياً، تحليل الارتباط بين المتغيرات Correlation Analysis:

جدول (3) مصفوفة معاملات الارتباط (Correlation)

| | GDP | GDC | GHG |
|-----|----------|----------|----------|
| GDP | 1.000000 | 0.673748 | 0.623379 |
| GDC | 0.673748 | 1.000000 | 0.800539 |
| GHG | 0.623379 | 0.800539 | 1.000000 |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

من الجدول (3) تبين لنا أن معامل ارتباط الناتج المحلي الإجمالي مع الاستهلاك المحلي بلغ (67%)، ومع متغير انبعاثات الغازات الدفيئة بلغ (62%). فيما بلغ معامل ارتباط متغيري انبعاثات غازات الدفيئة والاستهلاك المحلي (80%)، وهذا يعني انه هناك ارتباط ايجابي (طردى) بين المتغيرات الثلاثة.

ثالثاً، اختبارات السكون للمتغيرات Stationary Tests

تعاني السلاسل الزمنية بنحو عام من مشكلة جذر الوحدة، وهذا يعني أن علاقة الانحدار بين متغيراتها زائفة (Spurious Regression)، لأنه من الصعوبة الحصول على نتائج يمكن اعتمادها لأجراء التنبؤ في حالة السلاسل الزمنية غير المستقرة، ولذلك يجب التحقق من وجود جذر الوحدة في متغيرات النموذج، والدليل على وجود جذر الوحدة في قيم المتغير لكلا المعيارين (0.05) وقيمة (t-statistic) المحسوبة اقل من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) بغض النظر عن الإشارة فهذا يعني أن النموذج يعاني من مشكلة جذر الوحدة. وعلى ضوء تلك القواعد يمكننا بسط النتائج التي تحصلنا عليها كالآتي:-

1. باستخدام المعيار₁ Dickey fuller₁ ADF₁ عند المستوى₁

أ- اختبار₁ ADF₁ للمتغير₁ GDP₁ في المستوى₁

نلاحظ من الجدول (4) ان قيمة (Prob) هي (0.68) وبالتالي هي اكبر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (1.7) وهي أصغر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي تساوي (3.6)، ومن خلال إحدى القيمتين أو كليهما يمكن القول إن السلسلة الزمنية للمتغير (GDP) تحتوي على مشكلة جذر الوحدة.

جدول (4) اختبار (ADF) للمتغير (GDP) عند المستوى.

| Null Hypothesis: GDP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5) | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| | t-Statistic | Prob.* | | |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.768475 | 0.6894 | | |
| Test critical values: | | | | |
| | 1% level | -4.374307 | | |
| | 5% level | -3.603202 | | |
| | 10% level | -3.238054 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(GDP) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 00:03 Sample (adjusted): 1991 2015 Included observations: 25 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GDP(-1) | -0.212315 | 0.120055 | -1.768475 | 0.0908 |
| C | -2535.381 | 11580.14 | -0.218942 | 0.8287 |
| @TREND("1990") | 1685.436 | 948.0632 | 1.777767 | 0.0893 |
| R-squared | 0.152664 | Mean dependent var | 3162.263 | |
| Adjusted R-squared | 0.075634 | S.D. dependent var | 28799.34 | |
| S.E. of regression | 27688.83 | Akaike info criterion | 23.40761 | |
| Sum squared resid | 1.69E+10 | Schwarz criterion | 23.55388 | |
| Log likelihood | -289.5952 | Hannan-Quinn criter. | 23.44818 | |
| F-statistic | 1.981869 | Durbin-Watson stat | 2.010351 | |
| Prob(F-statistic) | 0.161663 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

ب- اختبار₁ ADF₁ للمتغير₁ GDC₁ في المستوى₁

نلاحظ من الجدول (5) ان قيمة (Prob) هي (0.9992) وهي أكبر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (0.66) وهي اصغر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي تساوي (3,6)، وهذا يدل على وجود مشكلة جذر الوحدة.

جدول (5) اختبار (ADF) للمتغير (GDC) في المستوى.

| Null Hypothesis: GDC has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5) | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | | t-Statistic | Prob.* | |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 0.664189 | 0.9992 | |
| Test critical values: | 1% level | -4.374307 | | |
| | 5% level | -3.603202 | | |
| | 10% level | -3.238054 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(GDC) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 00:06 Sample (adjusted): 1991 2015 Included observations: 25 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GDC(-1) | 0.109171 | 0.164368 | 0.664189 | 0.5135 |
| C | -168.9388 | 270.0606 | -0.625559 | 0.5380 |
| @TREND("1990") | 16.18816 | 28.60462 | 0.565928 | 0.5772 |
| R-squared | 0.146898 | Mean dependent var | | 298.0671 |
| Adjusted R-squared | 0.069343 | S.D. dependent var | | 641.2581 |
| S.E. of regression | 618.6253 | Akaike info criterion | | 15.80504 |
| Sum squared resid | 8419341. | Schwarz criterion | | 15.95131 |
| Log likelihood | -194.5630 | Hannan-Quinn criter. | | 15.84561 |
| F-statistic | 1.894114 | Durbin-Watson stat | | 1.772293 |
| Prob(F-statistic) | 0.174186 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

ج- اختبار ADF للمتغير GHG في المستوى

نلاحظ من الجدول (6) ان قيمة (Prob) هي (0.0087) وهي اقل من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة تساوي (4.43) وهي أكبر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي

تساوي (3.6)، ومن خلال احدى القيمتين أو كليهما يمكن القول ان السلسلة الزمنية للمتغير (GDP) لا تحتوي على جذر الوحدة، وان المتغير (GHG) مستقر في المستوى.
جدول (6) اختبار (ADF) للمتغير (GHG) عند المستوى.

| Null Hypothesis: GHG has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5) | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| | | t-Statistic | Prob.* | |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | | |
| Test critical values: | | | | |
| | 1% level | -4.374307 | | |
| | 5% level | -3.603202 | | |
| | 10% level | -3.238054 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation | | | | |
| Dependent Variable: D(GHG) | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 05/24/18 Time: 23:35 | | | | |
| Sample (adjusted): 1991 2015 | | | | |
| Included observations: 25 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GHG(-1) | -0.850993 | 0.191689 | -4.439437 | 0.0002 |
| C | 69134.97 | 15840.95 | 4.364319 | 0.0002 |
| @TREND("1990") | 2836.945 | 641.4986 | 4.422371 | 0.0002 |
| R-squared | 0.479500 | Mean dependent var | 2533.344 | |
| Adjusted R-squared | 0.432182 | S.D. dependent var | 10669.42 | |
| S.E. of regression | 8039.803 | Akaike info criterion | 20.93436 | |
| Sum squared resid | 1.42E+09 | Schwarz criterion | 21.08063 | |
| Log likelihood | -258.6795 | Hannan-Quinn criter. | 20.97493 | |
| F-statistic | 10.13353 | Durbin-Watson stat | 1.285643 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000760 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

2- وباستخدام المعيار ADF_1 Dickey fuller، عند الفرق الأول،

أ. اختبار ADF_1 للمتغير GDP_1 عند الفرق الأول،

نلاحظ في الجدول (7) ان قيمة (Prob) هي (0.0017) وهي اصغر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (5.25) وهي اكبر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي تساوي (3.62)، ومن خلال احدى القيمتين أو كليهما يمكن القول ان السلسلة الزمنية للمتغير (GDP) لا تحتوي على مشكلة جذر الوحدة وانها مستقرة عند الفرق الأول.

جدول (7) اختبار (ADF) للمتغير (GDP) عند الفرق الأول.

| Null Hypothesis: DLGDP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=5) | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| | | t-Statistic | Prob.* | |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | | |
| Test critical values: | | | | |
| | 1% level | -4.416345 | | |
| | 5% level | -3.622033 | | |
| | 10% level | -3.248592 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DLGDP) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 00:11 Sample (adjusted): 1993 2015 Included observations: 23 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DLGDP(-1) | -1.907910 | 0.362936 | -5.256876 | 0.0000 |
| D(DLGDP(-1)) | 0.368424 | 0.217078 | 1.697195 | 0.1060 |
| C | -0.386928 | 0.362621 | -1.067030 | 0.2993 |
| @TREND("1990") | 0.032806 | 0.023855 | 1.375189 | 0.1851 |
| R-squared | 0.733798 | Mean dependent var | -0.015546 | |
| Adjusted R-squared | 0.691767 | S.D. dependent var | 1.307033 | |
| S.E. of regression | 0.725648 | Akaike info criterion | 2.353269 | |
| Sum squared resid | 10.00475 | Schwarz criterion | 2.550746 | |
| Log likelihood | -23.06259 | Hannan-Quinn criter. | 2.402934 | |
| F-statistic | 17.45816 | Durbin-Watson stat | 2.085281 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000011 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

ب. اختبار ADF للمتغير GDC عند الفرق الأول.

نلاحظ من خلال الجدول (8) ان قيمة (Prob) هي (0.03) وهي اصغر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (3.7) وهي اكبر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي تساوي (3.6)، ومن خلال احدي القيمتين أو كليهما يمكن القول ان السلسلة الزمنية للمتغير (GDC) لا تعاني من مشكلة جذر الوحدة وانها مستقرة عند الفرق الأول.

جدول (8) اختبار (ADF) للمتغير (GDC) عند الفرق الأول.

| Null Hypothesis: D(GDC) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5) | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | | t-Statistic | Prob.* | |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | | | |
| Test critical values: | 1% level | -4.394309 | | |
| | 5% level | -3.612199 | | |
| | 10% level | -3.243079 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(GDC,2) Method: Least Squares Date: 05/15/18 Time: 22:45 Sample (adjusted): 1992 2015 Included observations: 24 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(GDC(-1)) | -0.794257 | 0.212987 | -3.729130 | 0.0012 |
| C | -171.0020 | 277.1422 | -0.617019 | 0.5439 |
| @TREND("1990") | 30.51473 | 19.10924 | 1.596857 | 0.1252 |
| R-squared | 0.402523 | Mean dependent var | | 29.57012 |
| Adjusted R-squared | 0.345620 | S.D. dependent var | | 763.5155 |
| S.E. of regression | 617.6362 | Akaike info criterion | | 15.80614 |
| Sum squared resid | 8010965. | Schwarz criterion | | 15.95340 |
| Log likelihood | -186.6737 | Hannan-Quinn criter. | | 15.84521 |
| F-statistic | 7.073894 | Durbin-Watson stat | | 2.014037 |
| Prob(F-statistic) | 0.004481 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

3- واستخدام المعيار [PP] [Phillips Perron] عند المستوى.

أ. اختبار [PP] للمتغير [GDP] في المستوى،

نلاحظ من خلال الجدول (9) ان قيمة (Prob) هي (0.72) وبالتالي هي اكبر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (1.7) وهي اصغر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي تساوي (3,6)، ومن خلال احدي القيمتين أو كليهما يمكن القول ان السلسلة الزمنية للمتغير (GDP) تنطوي على مشكلة جذر الوحدة.

جدول (9) اختبار (PP) للمتغير (GDP) في المستوى.

| Null Hypothesis: GDP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | Adj. t-Stat | Prob.* | | |
| Phillips-Perron test statistic | -1.690745 | 0.7252 | | |
| Test critical values: | | | | |
| 1% level | -4.374307 | | | |
| 5% level | -3.603202 | | | |
| 10% level | -3.238054 | | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Residual variance (no correction) | | 6.75E+08 | | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | 5.76E+08 | | |
| Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(GDP) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 14:26 Sample (adjusted): 1991 2015 Included observations: 25 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GDP(-1) | -0.212315 | 0.120055 | -1.768475 | 0.0908 |
| C | -2535.381 | 11580.14 | -0.218942 | 0.8287 |
| @TREND("1990") | 1685.436 | 948.0632 | 1.777767 | 0.0893 |
| R-squared | 0.152664 | Mean dependent var | | 3162.263 |
| Adjusted R-squared | 0.075634 | S.D. dependent var | | 28799.34 |
| S.E. of regression | 27688.83 | Akaike info criterion | | 23.40761 |
| Sum squared resid | 1.69E+10 | Schwarz criterion | | 23.55388 |
| Log likelihood | -289.5952 | Hannan-Quinn criter. | | 23.44818 |
| F-statistic | 1.981869 | Durbin-Watson stat | | 2.010351 |
| Prob(F-statistic) | 0.161663 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

ب- اختبار (PP) للمتغير (GDC) في المستوى،

نلاحظ من خلال الجدول (10) ان قيمة (Prob) هي (0.99) وبالتالي هي اكبر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (0.66) وهي اصغر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي تساوي (3.6) ، ومن خلال احدي القيمتين أو كليهما يمكن القول ان السلسلة الزمنية للمتغير (GDC) تحتوي على مشكلة جذر الوحدة.

جدول (10) اختبار (PP) للمتغير (GDC) في المستوى.

| Null Hypothesis: GDC has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | | Adj. t-Stat | Prob.* | |
| Phillips-Perron test statistic | | | | |
| | | 0.664189 | 0.9992 | |
| Test critical values: | 1% level | -4.374307 | | |
| | 5% level | -3.603202 | | |
| | 10% level | -3.238054 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Residual variance (no correction) | | | 336773.6 | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | 336773.6 | |
| Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(GDC) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 14:32 Sample (adjusted): 1991 2015 Included observations: 25 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GDC(-1) | 0.109171 | 0.164368 | 0.664189 | 0.5135 |
| C | -168.9388 | 270.0606 | -0.625559 | 0.5380 |
| @TREND("1990") | 16.18816 | 28.60462 | 0.565928 | 0.5772 |
| R-squared | 0.146898 | Mean dependent var | | 298.0671 |
| Adjusted R-squared | 0.069343 | S.D. dependent var | | 641.2581 |
| S.E. of regression | 618.6253 | Akaike info criterion | | 15.80504 |
| Sum squared resid | 8419341. | Schwarz criterion | | 15.95131 |
| Log likelihood | -194.5630 | Hannan-Quinn criter. | | 15.84561 |
| F-statistic | 1.894114 | Durbin-Watson stat | | 1.772293 |
| Prob(F-statistic) | 0.174186 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

ج. اختبار (PP) للمتغير (GHG) في المستوى.

نلاحظ من خلال الجدول (11) ان قيمة (Prob) هي (0.0087) وبالتالي هي اصغر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (4.43) وهي اكبر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) والتي تساوي (3.6)، ومن خلال احدي القيمتين أو كليهما يمكن القول ان السلسلة الزمنية للمتغير (GHG) لا تعاني من مشكلة جذر الوحدة.

جدول (11) اختبار (PP) للمتغير (GHG) في المستوى.

| Null Hypothesis: GHG has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| | | Adj. t-Stat | Prob.* | |
| Phillips-Perron test statistic | | | | |
| | | -4.439437 | 0.0087 | |
| Test critical values: | 1% level | -4.374307 | | |
| | 5% level | -3.603202 | | |
| | 10% level | -3.238054 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Residual variance (no correction) | | | 56881821 | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | 56881821 | |
| Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(GHG) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 14:37 Sample (adjusted): 1991 2015 Included observations: 25 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GHG(-1) | -0.850993 | 0.191689 | -4.439437 | 0.0002 |
| C | 69134.97 | 15840.95 | 4.364319 | 0.0002 |
| @TREND("1990") | 2836.945 | 641.4986 | 4.422371 | 0.0002 |
| R-squared | 0.479500 | Mean dependent var | 2533.344 | |
| Adjusted R-squared | 0.432182 | S.D. dependent var | 10669.42 | |
| S.E. of regression | 8039.803 | Akaike info criterion | 20.93436 | |
| Sum squared resid | 1.42E+09 | Schwarz criterion | 21.08063 | |
| Log likelihood | -258.6795 | Hannan-Quinn criter. | 20.97493 | |
| F-statistic | 10.13353 | Durbin-Watson stat | 1.285643 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000760 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.

4. اختبار PP_1 للمتغيرات في الفرق الأول،

أ. اختبار PP_1 للمتغير GDP_1 في الفرق الأول،

نجد من خلال الجدول (12) ان قيمة (Prob) هي (0.0025) وبالتالي هي اصغر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة هي (5.02) وهي اكبر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05)

والتي تساوي (3.6)، ومن خلال احدى القيمتين أو كليهما نستنتج ان السلسلة الزمنية للمتغير (GDP) لا تحتوي على مشكلة جذر الوحدة.

جدول (12) اختبار (PP) للمتغير (GDP) في الفرق الأول.

| Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| | | Adj. t-Stat | Prob.* | |
| Phillips-Perron test statistic | | | | |
| Test critical values: | 1% level | -5.024837 | 0.0025 | |
| | 5% level | -4.394309 | | |
| | 10% level | -3.612199 | | |
| | | -3.243079 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Residual variance (no correction) | | | 7.83E+08 | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | 5.42E+08 | |
| Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(GDP,2) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 14:45 Sample (adjusted): 1992 2015 Included observations: 24 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(GDP(-1)) | -1.169849 | 0.234399 | -4.990840 | 0.0001 |
| C | -7332.242 | 13669.33 | -0.536401 | 0.5973 |
| @TREND("1990") | 876.0741 | 929.2290 | 0.942797 | 0.3565 |
| R-squared | 0.546926 | Mean dependent var | -1249.132 | |
| Adjusted R-squared | 0.503776 | S.D. dependent var | 42452.37 | |
| S.E. of regression | 29904.79 | Akaike info criterion | 23.56589 | |
| Sum squared resid | 1.88E+10 | Schwarz criterion | 23.71315 | |
| Log likelihood | -279.7907 | Hannan-Quinn criter. | 23.60496 | |
| F-statistic | 12.67501 | Durbin-Watson stat | 1.904044 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتمادا على بيانات الدراسة.

ب. اختبار (PP) للمتغير (GDC) في الفرق الأول.

نلاحظ في الجدول (13) ان قيمة (Prob) هي (0.039) وهي اصغر من (0.05)، كما ان قيمة (t-statistic) المحسوبة (3.7) اكبر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى (0.05) وهي (3.6)، ومن خلال احدى القيمتين أو كليهما يمكن القول ان السلسلة الزمنية للمتغير (GDC) لا تحتوي على جذر الوحدة وانها مستقرة عند الفرق الأول.

جدول (13) اختبار (PP) للمتغير (GDC) في الفرق الأول.

| Null Hypothesis: D(GDC) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| | | Adj. t-Stat | Prob.* | |
| Phillips-Perron test statistic | | | | |
| -3.729130 0.0397 | | | | |
| Test critical values: | | | | |
| 1% level | | -4.394309 | | |
| 5% level | | -3.612199 | | |
| 10% level | | -3.243079 | | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Residual variance (no correction) 333790.2 | | | | |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) 333790.2 | | | | |
| Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(GDC,2) Method: Least Squares Date: 05/25/18 Time: 14:51 Sample (adjusted): 1992 2015 Included observations: 24 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(GDC(-1)) | -0.794257 | 0.212987 | -3.729130 | 0.0012 |
| C | -171.0020 | 277.1422 | -0.617019 | 0.5439 |
| @TREND("1990") | 30.51473 | 19.10924 | 1.596857 | 0.1252 |
| R-squared | 0.402523 | Mean dependent var | 29.57012 | |
| Adjusted R-squared | 0.345620 | S.D. dependent var | 763.5155 | |
| S.E. of regression | 617.6362 | Akaike info criterion | 15.80614 | |
| Sum squared resid | 8010965. | Schwarz criterion | 15.95340 | |
| Log likelihood | -186.6737 | Hannan-Quinn criter. | 15.84521 | |
| F-statistic | 7.073894 | Durbin-Watson stat | 2.014037 | |
| Prob(F-statistic) | 0.004481 | | | |

المصدر: من عمل الباحث باستخدام برنامج (Eviews9) اعتماداً على بيانات الدراسة.
وبعد ان أجرينا اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة، اعتمدنا للتأكد من استقراريتها معياري، (ديكي - فولر الموسع) (ADF) و (فيليبس - بيرون) (PP)، للتأكد من استقراريتها، فظهر لنا ان السلاسل الزمنية للمتغيرات غير مستقرة عند المستوى بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي (GDP) وكذلك الاستهلاك المحلي (GDC)، ومستقرة عند الفرق الأول. اما متغير انبعاثات الغازات الهيدروكربونية (GHG) فإنه مستقر عند المستوى. وكما هو موضح في الجدولين (14)، (15).

جدول (14) اختبارات (ADF) للمتغيرات عند المستوى والفرق الأول

| Variables | ADF(Level) عند المستوى | | ADF(1 st dif) الفرق الأول | |
|-----------|------------------------|--------|--------------------------------------|-------|
| | t-statistic(3.6) | Prob | t-statistic(3.6) | Prob |
| GDP | 1.76 | 0.68 | 5.25 | 0.001 |
| GDC | 0.66 | 0.99 | 3.7 | 0.03 |
| GHG | 4.43 | 0.0087 | - | - |

جدول (15) اختبارات (PP) للمتغيرات عند المستوى والفرق الأول

| Variables | PP(Level) عند المستوى | | PP(1 st dif) الفرق الأول | |
|-----------|-----------------------|--------|-------------------------------------|-------|
| | t-statistic(3.6) | Prob | t-statistic(3.6) | Prob |
| GDP | 1.69 | 0.72 | 5.02 | 0.002 |
| GDC | 0.66 | 0.99 | 3.7 | 0.03 |
| GHG | 4.43 | 0.0087 | - | - |

اختبار استقرارية البواقي،

بعد اجراء اختبارات جذر الوحدة لمعرفة استقرارية متغيرات الدراسة (التابعة، والمستقلة)، بقي ان نعرف هل ان البواقي مستقرة عند المستوى، وكذلك معرفة التوزيع الطبيعي لها، وهل تعاني من ارتباط ذاتي. ومن خلال الجدول (15) وجدنا ان قيمة (prop) لسلسلة البواقي هي (0.03) وهي اقل من (0.05) بمعنى انها معنوية وبالتالي فهي مستقرة عند المستوى، كذلك قيمة (t-statistic) المحتسبة التي تساوي (2.16) وهي اكبر من قيمة (t-statistic) الجدولية عند مستوى المعنوية (0.05) والتي تساوي (1.9)، كما ان قيمته سالبة وتساوي (-0.3)، وبالتالي يمكن الوثوق باستقرارية البواقي عند المستوى. وهنا نرى ان احد شروط تكامل النموذج قد تحقق.

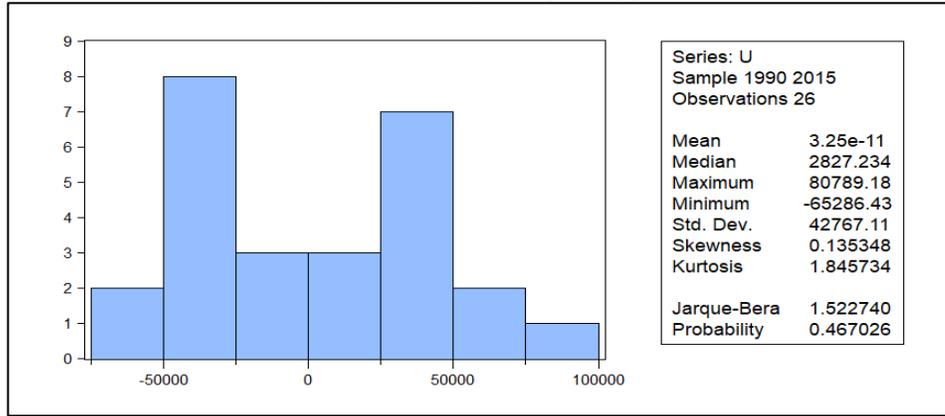
جدول (16) استقرار البواقي

| Null Hypothesis: U has a unit root | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| Exogenous: None | | | | |
| Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel | | | | |
| | | | Adj. t-Stat | Prob.* |
| Phillips-Perron test statistic | | | -2.161146 | 0.0320 |
| Test critical values: | 1% level | | -2.660720 | |
| | 5% level | | -1.955020 | |
| | 10% level | | -1.609070 | |
| *MacKinnon (1996) one-sided p-values. | | | | |
| Residual variance (no correction) | | | | 8.97E+08 |
| HAC corrected variance (Bartlett kernel) | | | | 9.56E+08 |
| Phillips-Perron Test Equation | | | | |
| Dependent Variable: D(U) | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 05/25/18 Time: 15:38 | | | | |
| Sample (adjusted): 1991 2015 | | | | |
| Included observations: 25 after adjustments | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| U(-1) | -0.307267 | 0.145356 | -2.113890 | 0.0451 |
| R-squared | 0.147862 | Mean dependent var | | -3371.299 |
| Adjusted R-squared | 0.147862 | S.D. dependent var | | 33114.62 |
| S.E. of regression | 30568.55 | Akaike info criterion | | 23.53251 |
| Sum squared resid | 2.24E+10 | Schwarz criterion | | 23.58126 |
| Log likelihood | -293.1564 | Hannan-Quinn criter. | | 23.54603 |
| Durbin-Watson stat | 1.750496 | | | |

المصدر: من عمل الباحث استنادا الى برنامج (Eviews9).

ويمكن ملاحظة التوزيع الطبيعي للبواقي من خلال الرسم البياني في الشكل (1)، واستنتاجه من قيمة (jarque-bera) البالغة (1.522) وأيضا من خلال قيمة (prop) البالغة (4.6)، وهما اعلى من (0.05)، لذلك يمكن القول ان البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا.

الشكل (1) يوضح التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر/ الشكل من عمل الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة.

اختبار التكامل المشترك

يتطلب اختبار الحدود في التكامل المشترك حساب (F -Statistic) باعتماد نموذج ($ARDL$) الذي يتضمن اطوال التباطؤ الملائمة لمعيار الاختبار كمعيار ($Akaike$) للمعلومات (AIC) ومعيار المعلومات ل ($Schwarz$) (SIC). وفي هذه المرحلة يتم وضع تباطؤين كحد اقصى على مستوى المتغيرات ، نختار الامثل منهما في نهاية المطاف كما هو مبين في الجدول التالي (17).

جدول (17) اختيار التباطؤ الأمثل

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -284.3595 | NA | 14279209 | 24.98778 | 25.13589 | 25.02503 |
| 1 | -253.2769 | 51.35379* | 2115166.* | 23.06756* | 23.65999* | 23.21655* |
| 2 | -249.2259 | 5.636175 | 3416117. | 23.49791 | 24.53466 | 23.75865 |

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من عمل الباحث استنادا الى برنامج (Eviews9).

من الجدول (17) يتبين لنا ان افضل تباطؤ تم اختياره هو (1) وعلى وفق خمسة معايير من اصل ستة مختارة، ولعل أهمها معياري (AIC) أي معيار ($Akaike$)، ومعيار (SC) ($Schwarz$) واللذين تبلغ قيمتهما (23.06)،

(23.65) على التوالي، في بعض خصائص التكامل المشترك، نحتاج الى ان نحدد التباؤات المثلى لنموذج (ARDL) قبل تقدير النموذج في الاجل الطويل لتحديد معاملات المتغيرات التفسيرية ومعامل تصحيح الخطأ. والدراسات المتعلقة بنموذج التكامل المشترك لـ (ARDL)، غالبا ما تستعمل كل من معيار (AIC) ومعيار (SBIC) لاختبار النماذج لإثبات حصانة النموذج، سنعرف النماذج المستندة على معيار (AIC). ان معاملات الاجل الطويل لنماذج (ARDL) التي يتم اختبارها وانه تم اختيار افضل تباطؤ هو (1) لأنه يعطي توصيف للنموذج بأدنى قيمة لمعيار (AIC).

اختبار الحدود،

ان قرار التكامل المشترك يعتمد على حساب إحصائية (F). وهذه الإحصائية تستند على الحدود الحرجة العليا التي افترضنا ان بعض متغيراتها متكاملة عند (1) I ، وبعضها الآخر مستقرة عند الفرق الأول. فاذا كانت القيمة الحرجة العليا اقل من إحصائية (F) فان القرار يكون في صالح وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يؤكد وجود علاقة توازن في الاجل الطويل فيما بينها. واذا كانت قيمة إحصائية (F) اقل من الحدود الدنيا للقيم الحرجة، فان القرار يكون في صالح عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. اما إذا وقعت قيمة (F) بين الحد الأعلى والحد الأدنى للقيم الحرجة فلا يمكن اتخاذ قرار حاسم في هذه الحالة ، لذلك لابد من النزوع لاجاد حد تصحيح الخطأ المتباطئ ($ECT-I$) للتكامل المشترك من اجل بحث علاقة الاجل الطويل. ويبين الجدول (18) اختبار الحدود لنموذج دراستنا:

جدول (18) اختبار حدود النموذج.

| ARDL Bounds Test | | | | |
|------------------------------|---------------------------------|-----------------------|-------------|--------|
| Date: | 05/20/18 | Time: 15:02 | | |
| Sample: | 1994 | 2015 | | |
| Included observations: | 22 | | | |
| Null Hypothesis: | No long-run relationships exist | | | |
| Test Statistic | Value | k | | |
| F-statistic | 10.23272 | 2 | | |
| Critical Value Bounds | | | | |
| Significance | I0 Bound | I1 Bound | | |
| 10% | 3.17 | 4.14 | | |
| 5% | 3.79 | 4.85 | | |
| 2.5% | 4.41 | 5.52 | | |
| 1% | 5.15 | 6.36 | | |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: D(DLGDP) | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: | 05/20/18 | Time: 15:02 | | |
| Sample: | 1994 | 2015 | | |
| Included observations: | 22 | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(DLGDP(-1)) | 0.374821 | 0.219565 | 1.707103 | 0.1186 |
| D(DLGDC) | -0.637219 | 1.021373 | -0.623885 | 0.5467 |
| D(DLGDC(-1)) | 3.307134 | 1.719858 | 1.922911 | 0.0834 |
| D(DLGDC(-2)) | 1.697638 | 1.153791 | 1.471356 | 0.1720 |
| D(DLGDC(-3)) | -0.699835 | 0.774880 | -0.903154 | 0.3877 |
| D(GHG) | 2.28E-05 | 2.23E-05 | 1.021031 | 0.3313 |
| D(GHG(-1)) | -5.86E-05 | 2.83E-05 | -2.068347 | 0.0655 |
| D(GHG(-2)) | -5.57E-05 | 2.65E-05 | -2.098651 | 0.0622 |
| C | 23.05033 | 11.39545 | 2.022766 | 0.0707 |
| DLGDC(-1) | -3.984451 | 1.946960 | -2.046499 | 0.0679 |
| GHG(-1) | 6.40E-05 | 3.12E-05 | 2.053142 | 0.0672 |
| DLGDP(-1) | -2.133248 | 0.388268 | -5.494270 | 0.0003 |
| R-squared | 0.861763 | Mean dependent var | -0.010888 | |
| Adjusted R-squar | 0.709702 | S.D. dependent var | 1.337595 | |
| S.E. of regression | 0.720687 | Akaike info criterion | 2.485228 | |
| Sum squared resi | 5.193897 | Schwarz criterion | 3.080342 | |
| Log likelihood | -15.33751 | Hannan-Quinn criter. | 2.625419 | |
| F-statistic | 5.667226 | Durbin-Watson stat | 1.863435 | |
| Prob(F-statistic) | 0.005271 | | | |

المصدر: من عمل الباحث استنادا الى برنامج (Eviews9).

من الجدول (18) نلاحظ ان قيمة (F) الإحصائية قد بلغت (10.23) وهي اعلى من الحدود العليا للدرجة (11) جميعها مما يعني ان هناك تكاملا مشتركا بين متغيرات النموذج.

تقدير نموذج ARDL

يتم تقدير نموذج (ARDL) من خلال عمل التباطؤ الزمني لسنة واحدة للمتغيرات وكما هو موضح في النموذج الرياضي التالي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 X_{t-i} + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 X_{t-i} + U_t \quad (8) \dots$$

حيث تبين لنا:

من الجدول (19) أن قيمة المتغير (GDC) معنوية بنسبة (0.09) في الاجل القصير وهي في علاقة طردية مع المتغير (GDP)، بمعنى ان زيادة وحدة واحدة من (GDC) ستؤدي الى زيادة مقدارها (2.3) في المتغير (GDP) عند احتمالية (0.09)، اما في الاجل الطويل فالعلاقة بين المتغيرين تكون عكسية ضمن مستوى معنوية (0.05)، بمعنى ان انخفاض وحدة واحدة من المتغير (GDC) في الأجل الطويل سيؤدي إلى زيادة مقدارها (1.8) في قيمة المتغير (GDP). وهذا يعكس العلاقة الدائرية بين المتغيرين، إذ إن زيادة معدلات النمو الاقتصادي تقتضي زيادة استهلاك مصادر الطاقة التقليدية في المراحل البدائية، ولكن بعد أن يبلغ الاقتصاد مرحلة النضوج يبدأ احلال التكنولوجيا المتقدمة محل التقليدية المتقدمة وهي لا تحتاج الى كميات كبيرة من الطاقة الاحفورية لذلك سيُرشد استخدامها أو يُصار الى استبدالها بنوعيات اخرى من الطاقة. وهذا لأن زيادة معدلات النمو الاقتصادي تتطلب زيادة مماثلة أو اكثر في استهلاك الطاقة التقليدية في المراحل السابقة على مرحلة الانطلاق التي ينجز المجتمع خلالها ثورته الصناعية والتي نتيجة لها تتضاءل درجة الاعتمادية على المواد التقليدية الانتاجية والطاقوية اذ تحل محلها ما يُسمى بمصادر الطاقة النظيفة والمواد التخليقية. اما المتغير (GHG) فإنه هو الآخر يرتبط بعلاقة عكسية مع المتغير (GDP) في الاجل الطويل بمستوى معنوية (10%)، وإن كان معامل التغير ضئيل جدا في كلا المستويين الطويل والقصير الا ان له تأثير واضح، بمعنى ان انخفاض وحدة واحدة من المتغير (GHG) سيؤدي الى زيادة بنسبة (0.00005) في المتغير (GDP) في الأجل القصير، بنسبة احتمالية (0.06). أما في الاجل الطويل فإنه سوف يرتفع بمقدار (0.00003).

جدول (19) نموذج (ARDL) في الاجلين القصير والطويل.

| ARDL Cointegrating And Long Run Form | | | | |
|---|-------------|------------|-------------|--------|
| Dependent Variable: DLGDP | | | | |
| Selected Model: ARDL(2, 4, 3) | | | | |
| Date: 05/20/18 Time: 15:07 | | | | |
| Sample: 1990 2015 | | | | |
| Included observations: 22 | | | | |
| Cointegrating Form | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(DLGDP(-1)) | 0.374821 | 0.219565 | 1.707103 | 0.1186 |
| D(DLGDC) | -0.637219 | 1.021373 | -0.623885 | 0.5467 |
| D(DLGDC(-1)) | 1.609496 | 1.274290 | 1.263054 | 0.2352 |
| D(DLGDC(-2)) | 2.397474 | 1.301249 | 1.842440 | 0.0952 |
| D(DLGDC(-3)) | -0.699835 | 0.774880 | -0.903154 | 0.3877 |
| D(GHG) | 0.000023 | 0.000022 | 1.021031 | 0.3313 |
| D(GHG(-1)) | -0.000003 | 0.000028 | -0.104179 | 0.9191 |
| D(GHG(-2)) | -0.000056 | 0.000027 | -2.098651 | 0.0622 |
| CoIntEq(-1) | -2.133248 | 0.388268 | -5.494270 | 0.0003 |
| Cointeq = DLGDP - (-1.8678*DLGDC + 0.0000*GHG + 10.8053) | | | | |
| Long Run Coefficients | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DLGDC | -1.867787 | 0.879082 | -2.124702 | 0.0596 |
| GHG | 0.000030 | 0.000014 | 2.162485 | 0.0559 |
| C | 10.805276 | 5.178891 | 2.086407 | 0.0635 |

المصدر: من عمل الباحث استنادا الى برنامج (Eviews9).

الاستنتاجات والتوصيات الاستنتاجات

أولاً: دلت نتائج النموذج الاحصائي على أن هناك علاقة طردية بين المتغيرين (GDP) و (GDC) في الأجل القصير، فزيادة وحدة واحدة من (GDC) ستؤدي الى زيادة مقدارها (2.3) في المتغير (GDP) عند احتمالية (0.09)، وعكسية في المدى البعيد، بمعنى ان نقصان وحدة واحدة من المتغير (GDC) في الاجل الطويل سيؤدي الى زيادة مقدارها (1.8) في قيمة المتغير (GDP)، وهذا يعكس العلاقة العكسية بين مستوى التطور الاقتصادي و درجة الاعتمادية على الوقود الأحفوري.

ثانياً: ان زيادة معدلات النمو الاقتصادي تقتضي زيادة استهلاك مصادر الطاقة التقليدية في المراحل البدائية، ولكن بعد أن يصل الاقتصاد إلى مرحلة النضوج يبدأ إحلال التكنولوجيا المتقدمة محل التقليدية المتقدمة، وهي لا تحتاج الى كميات كبيرة من الطاقة الأحفورية لذلك سيرشد استخدامها أو يصار إلى استبدالها بنوعيات أخرى من الطاقة النظيفة.

ثالثاً: اما المتغير (GHG) فإنه هو الآخر يرتبط بعلاقة عكسية مع المتغير (GDP) في الاجل الطويل بمستوى معنوية (10%)، وإن كان معامل التغير ضئيل جدا في كلا المستويين الطويل والقصير الا ان له تأثير واضح، بمعنى ان نقصان وحدة واحدة من المتغير (GHG) سيؤدي الى زيادة بنسبة (0.00005) في المتغير (GDP) في الأجل القصير، بنسبة احتمالية (0.06). أما في الاجل الطويل فإنه سوف يزداد بمقدار (0.00003).
رابعاً: ان النموذج القياسي المقدر (ARDL) يمكن استعماله لأغراض اتخاذ القرار طالما أظهرت اختبارات التشخيصية خصائص اقتصادية مرغوب فيها، مثل انعكاس تقلبات السياسة على الدخل، استعمال الطاقة، وزيادة معدلات النمو الاقتصادي، طالما ان معاملات هذا النموذج كانت مستقرة اثناء مدة البحث.

التوصيات

اولاً: الاهتمام بعملية تدوير النفايات باعتبارها عنصراً مهما في استدامة الموارد البيئية عن طريق إعادة التصنيع بعد عملية الفرز، ومعالجة المياه العادمة (مياه الصرف الصحي والصرف الصناعي) لغرض المحافظة على نوعية المياه في الأنهار وعدم تلويثها بالمخلفات الملوثة .

ثانياً: التوجه نحو فرض الضرائب البيئية او غرامات على كل من يسبب التلوث والتي من شأنها ان تحقق عدة اهداف وهي:-

أ- الحد من التلوث البيئي. ب- تغيير السلوكيات التي تؤدي الى الاستخدام غير المستدام للموارد غير المتجددة(الفحم،الطاقة الاحفورية).

ج- توليد ايرادات يتم انفاقها في الجوانب التي تتعلق بالبيئة من حيث الحفاظ على البيئة والعمل على صيانتها وادامتها.

ثالثاً: تبني المشاريع الضرورية في مجال تخفيض تلوث الاوساط البيئية إلى نسب متدنية وتقليص انبعاثات الغازات السامة خاصة غاز ثاني اوكسيد الكربون، الذي يؤدي إلى المساس بالإنسان وصحته ويؤثر سلباً في التنمية البشرية المستدامة.

المصادر والمراجع

(أ) عبد القادر محمد عبد القادر، الاقتصاد القياسي – بين النظرية والتطبيق ط4، الإسكندرية، 2014)، ص16.

(ب) المصدر نفسه ، ص16-20.

(iii) G.s. Maddala and I.M.Kim ، Unit Root ، Cointegration, and Structural change ، Themes in Modern Econometrics ، Cambridge University Press ، 1998 ، p.210.

(iv) R. Carter and others, principles of Econometrics, USA, John wiley and sons, 2007, p325.

* الانحدار الزائف : استنتج العالمان السويديان Granger and Newbold 1974 أن بواقي التقديرات الناتجة عن الانحدار بها ارتباط ذاتي موجب كبير، وبذلك استنتج الباحثان حقيقة مهمة مفادها أن المقدرات والاختبارات الإحصائية الناتجة عن انحدارات استخدمت سلاسل زمنية غير ساكنة هي بحد ذاتها نتائج غير صحيحة وغير سليمة كونها تستخدم انحدار مزيف وبالتالي لا يعول علي نتائج الاستدلال الاحصائي علي مقدراتها.

(v) William H.Greene,New York university,Econometric Analysis,7th,2012,p907.

(6) J. D. Hamilton , (Time Series Analysis , Princeton University Press , 1994) ,pp528–529.

(7) P. C. B. Phillips And P. Perron , Testing for a Unit Root In Time Series Regression , *Biometrika* 75 , 1988 :335–346.

(8) Damodar N. Gujarati , *BASICECONOMETRICS* , op cit : 818 .

(9) *Russell Davidson And James G. MacKinnon , Econometric Theory and Methods , New York: Oxford University Press , 2004 : 623.*

(x) للمزيد من التفاصيل أنظر:

– C. W. J. Granger ، Some Properties of Time Series Data And Their Use In Econometric Model Specification ، *Journal Of Econometrics* ، 16 ، 1981 ، pp. 121—130.

(xi) Engle .R.F and Granger .C.W، "Go–Integration and Error correction:Representation، Estimation،and testing"، *Econometrica*،،vol.1987.pp.251–276.

(12) Bruce E . Hansen ، *Econometrics* ، University of Wisconsin ،Madison ،2015 : 319 – 320 .

(xiii) للمزيد من التفاصيل أنظر :

– R. F. Engle And C. W. J. Granger ، Co–Integration And Error Correction: Represent Estimation And Testing ، *Econometrica* ، 55. 1987 : 76 – 251 .

(14) William H . Greene ، Econometric Analysis ، Fifth Edition ، Prentice Hall ، New Jersey ، 2002 : 655 .

(^{xv}) للمزيد من التفاصيل أنظر :

– S. Johansen and K. Juselius ، Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration – With Application To The Demand For Money ، Oxford Bulletin Of Economics And Statistics 52 ، 1990 : 169 —210.

(^{xvi}) M.H.Pesaran ، Y.Shin, RJ.Smith ، Bounds testing Approaches to Analysis of level Relationship، (Joumal of Applied Econometrics ، 2001، vol.57)، pp-289-326.

(^{xvii}) للمزيد من التفاصيل أنظر :

– M . H . Pesaran, Shin Yongcheol And R . J . Smith ، Bounds Testing Approaches To The analysis Of Level Relationships ، Journal Of Applied Econometrics ، Volume 16(3) ، 2001 : 289 – 326 .