

علاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في الجزائر  
دراسة قياسية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) للفترة (1970-2016)

*The relationship between public spending and economic growth in Algeria  
An econometric study by using Error Correction Model  
For the period (1970-2016).*

د. طويطي مصطفى

كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

جامعة غرداية

Kaizen1982@gmail.com

أ. بلطرش ربيعة

كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

جامعة البويرة

Rabiabellatreche28@gmail.com

ملخص :

تهدف هذه الدراسة بشكل أساسي إلى البحث في العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1970-2016)، ولتحقيق هذا الهدف ارتأينا معالجة هذه الدراسة من خلال جانبين، حيث تطرقنا في الجانب الأول لعرض أهم النظريات والأدبيات التطبيقية المفسرة للعلاقة بين المتغيرين، بينما خصصنا الجانب الثاني للدراسة القياسية والذي أردنا من خلاله إعطاء بعد كمي للعلاقة بين المتغيرين بالاعتماد على إحدى أهم الأساليب القياسية الحديثة المستخدمة في القياس الاقتصادي والمتمثلة في نماذج تصحيح الخطأ، وقد تم التطرق في هذا الصدد إلى اختبار ديكي فولر للاستقرارية واختبار سببية غرانجر ونظرية التكامل المشترك، وقد توصلت نتائج الدراسة القياسية إلى الكشف عن وجود دلائل لعلاقة توازنية في المدى الطويل بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة المعنية بالدراسة، وفضلا عن ذلك فإنها تكشف عن وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تسري من النمو الاقتصادي نحو الإنفاق العام، وهذا ما يدعم بوضوح قانون فاجنر وصلاحيته لتقدير العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في الاقتصاد الجزائري.

الكلمات المفتاحية: إنفاق العام، نمو اقتصادي، نموذج تصحيح الخطأ، تكامل مشترك، سببية غرانجر.

**ABSTRACT:**

This study mainly aims to examine the relationship between public spending and economic growth in Algeria in the period 1970-2016. To achieve this goal, the study is divided into two parts: the first one is theoretical; whereas, the second part is dedicated for the econometric study of the relationship between public spending and economic growth by using the quantitative techniques and econometric tools through the application of (ECM) methodology. In this context, we have used the test of Dickey-Fuller for Stationarity, and Granger causality and the theory of co-integration. The results reveal the existence of evidence of an equilibrium relationship in the long term between public spending and economic growth in Algeria during the period of the study. Moreover, the findings show that there is trace of causality running from economic growth to public spending. This, in other words, clearly supports Wagner's law and its validity to assess the relationship between public spending and GDP in the Algerian economy.

**Key words :** public spending, economic growth, Error Correction Model, Cointegration, Granger causality.

## مقدمة:

لقد حظيت مسألة النمو الاقتصادي بمكانة هامة في أوساط النظريات والدراسات الاقتصادية من خلال اقتراح مختلف النظريات والنماذج، إذ يعتبر النمو الاقتصادي من أهم الأهداف للحكومات في مختلف بلدان العالم سواء المتقدمة منها أو النامية، وقد شكل مصدر قلق كبير لصناع القرار وخبراء الاقتصاد، هذا القلق يتأتى من أهمية إبراز الأسباب التي تقف وراء رفع معدلاته سواء كانت اقتصادية، اجتماعية أو سياسية، حيث ترجع الدراسات الكلاسيكية مسلسل النمو الاقتصادي إلى عاملي العمل والرأسمال، إلا أنه ونظرا للدور الهام الذي يلعبه النمو في مسار النظام الاقتصادي فقد بينت الأبحاث الحديثة أن تفاوت معدلاته عبر البلدان مرده إلى عوامل إضافية غير تلك العوامل، وهذا ما أفرز علاقة بينه وبين جملة من المتغيرات الاقتصادية الأخرى والتي من بينها نجد الإنفاق العام. يعتبر الإنفاق العام أحد أهم أدوات السياسة المالية التي زادت أهميتها بزيادة دور الدولة في الحياة الاقتصادية، وهذا باعتبارها وسيلة تتمكن الدولة من خلالها من التدخل في الاقتصاد الوطني والمساهمة في تحقيق الأهداف الاقتصادية الكبرى التي تقف وراء بناء أي سياسة اقتصادية فعالة وناجحة، خاصة فيما يتعلق برفع معدلات النمو الاقتصادي وطبيعة العلاقة التي تربطهما.

انطلاقا مما سبق ونظرا لأهمية العلاقة التي تربط الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي بالنسبة للعديد من الفعاليات الاقتصادية، والتي قد شكلت محور بحث ونقاش في الأدبيات الاقتصادية النظرية، جاءت هذه الدراسة لتبحث في طبيعة العلاقة بين المتغيرين في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2016) متبورة في التساؤل الرئيسي التالي: ما هي طبيعة العلاقة الموجودة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي على المدى القصير والطويل بالجزائر خلال الفترة (1970-2016)؟

وللوصول إلى إجابات حول التساؤل المطروح تأتي هذه الدراسة مقسمة إلى جزئين:

❖ أولا: الإنفاق العام والنمو الاقتصادي بين النظرية والدراسات التجريبية.

❖ ثانيا: التحليل القياسي لعلاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في الجزائر للفترة (1970-2016).

❖ أولا: الإنفاق العام والنمو الاقتصادي بين النظرية والدراسات التجريبية:

### 1. علاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في النظرية الاقتصادية.

حظيت دراسة العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي باهتمام العديد من الاقتصاديين منذ أمد بعيد، سواء في شكل نماذج نظرية أو تطبيقية، وقد خطت الدراسات التاريخية خطوة إيجابية في تفسير العلاقة بين المتغيرين، حيث نجد في هذا الصدد مدرستان تتعاكسان آرائهما حول جدلية العلاقة بين المتغيرين هما: قانون فاجنر والنظرية الكينزية.

**1.1. قانون فاجنر:** يعد الاقتصادي الألماني أدولف فاجنر من أوائل الاقتصاديين الذين اهتموا بتفسير تدخل الدولة في النشاط الاقتصادي، حيث قدم عام 1892 ما سمي آنذاك بقانون "تزايد نشاط الدولة"<sup>(01)</sup>، ويتلخص هذا الأخير في أنه "كلما حقق مجتمع معين معدلا من النمو الاقتصادي فإن ذلك يتبعه اتساع نشاط الدولة المالي وبالتالي زيادة الإنفاق العام بمعدل أكبر من الزيادة الحاصلة في نصيب الفرد من الناتج الوطني"<sup>(02)</sup>.

**2.1. النظرية الكينزية:** وفقا لنظرية جون مينارد كينز فإن الإنفاق العام يعتبر مكون رئيسي من مكونات الطلب الكلي (الإنفاق على الاستهلاك والإنفاق على الاستثمار) وأي زيادة في الإنفاق العام تؤدي بالضرورة إلى زيادة الطلب الكلي، وهذه الزيادة في حجم الطلب الكلي تؤدي إلى زيادة مماثلة في القدرة الإنتاجية، وخاصة إذا كان اقتصاد المجتمع لم يصل إلى حالة التشغيل الكامل، أي أن العرض الكلي يتمتع بمرونة، بحيث يستجيب لأي زيادة في حجم الطلب، أما إذا كان في حالة تشغيل كامل، أي أن كافة الطاقات مستغلة وأن الجهاز الإنتاجي غير مرن (لا يستجيب لأي زيادة في الطلب) فهذا ما قد يؤدي إلى آثار سلبية مثل التضخم، مما يستدعي بالضرورة تدخل الدولة مرة أخرى لكبح التضخم عن طريق تقليل حجم النفقات العامة، وبالتالي الإقلال من الطلب الكلي الفعال ليتوازن مع العرض الكلي، فضلا على الوصول إلى الاستقرار الاقتصادي، ومن ثم فإن الإنفاق العام هو المحفز والموازن في الوقت نفسه لنموذج إدارة الاقتصاد الكلي، لذا فهو العامل الأكثر تأثيرا في تحديد اتجاهات ووتائر الاقتصاد الوطني وليس العكس.<sup>(03)</sup>

## 2. الدراسات التجريبية لعلاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي.

**1.2. دراسة (علي سيف علي المزروعى):**<sup>(04)</sup> حاول الباحث من خلال هذه الدراسة معرفة مدى تأثير الإنفاق العام على الناتج المحلي الإجمالي بدولة الإمارات العربية المتحدة معتمدا على المعطيات المتعلقة بالفترة (1990-2009)، فضلا عن ذلك حاول الباحث كذلك معرفة الأثر الذي يمكن أن يخلقه الإنفاق العام على كل مكون من مكونات الناتج المحلي الإجمالي، وقد توصلت الدراسة إلى جملة من النتائج أهمها:

- التأثير الإيجابي والمعنوي للإنفاق العام على الناتج المحلي الإجمالي عند مستوى معنوية 1%؛

- التأثير المعنوي للإنفاق العام على كل مصدر من مصادر الناتج المحلي الإجمالي الرئيسية عند مستوى معنوية 1%؛

- التأثير المعنوي للإنفاق العام على كل مصدر من مصادر الناتج المحلي الإجمالي الثانوية عند مستوى معنوية 1%.

**2.2. دراسة (Mohame Abdel Rahman Salih):**<sup>(05)</sup> حاول الباحث من خلال هذه الدراسة قياس وتحليل العلاقة بين الإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي في السودان للفترة (1970-2010)، واختبار الأطروحة النظرية لقانون فاجنر والمفسرة للعلاقة بين المتغيرين باستخدام أساليب قياسية حديثة، وقد توصل الباحث من خلال هذه الدراسة إلى جملة من النتائج أهمها:

- وجود دلائل إحصائية لعلاقة توازنية قصيرة وطويلة المدى بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي؛
- وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تسري من الناتج المحلي الإجمالي إلى الإنفاق الحكومي، وهو ما يدعم بوضوح أن قانون فاجنر صالح لتفسير العلاقة بين الإنفاق الحكومي والناتج المحلي الإجمالي بالسودان.
- 3.2. دراسة (عبد الكريم عبد الله محمد وقيس أنس جحيل):<sup>(6)</sup> قام الباحثان باستخدام تقنيات وأساليب قياسية حديثة مثل: اختبار جذر الوحدة والتكامل المشترك وسببية جرانجر (Granger) بهدف قياس وتحليل العلاقة التبادلية بين النفقات العامة والنمو الاقتصادي في العراق من خلال دراسة قياسية للفترة (1990-2013) وقد توصل الباحثان إلى جملة من النتائج يمكن إيجازها فيما يلي:
- لا وجود لعملية التنسيق والترابط ما بين النفقات العامة والنمو الاقتصادي في تحقيق الأهداف المرسومة للسياسة الاقتصادية في العراق؛
- وجود علاقة سببية عكسية أحادية الاتجاه تسري من النمو الاقتصادي نحو النفقات العامة، في حين أن هذه الأخيرة ليس لها أي تأثير على النمو الاقتصادي، وهذا يعني أن النمو الاقتصادي هو الذي يحرك النفقات العامة وليس العكس.

❖ ثانيا: التحليل القياسي لعلاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في الجزائر للفترة (1970-2016).

#### 1. تقديم النموذج ودراسة المتغيرات.

##### 1.1. المنهجية ومتغيرات الدراسة:

في إطار القيام بالدراسة التطبيقية ولغرض قياس وتحليل علاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في الجزائر، استخدمت بيانات سنوية لسلاسل زمنية، وقد تم جمع المعطيات والإحصائيات الخاصة بمتغيرات الظاهرة المدروسة للفترة (1970-2016) من خلال البيانات المنشورة من طرف الديوان الوطني للإحصائيات والموقع الإلكتروني لوزارة المالية، وبناء على موضوع الدراسة وعلى ما تم التطرق إليه من خلال النظريات الاقتصادية وبعض الدراسات السابقة للموضوع فقد انحصرت تلك المتغيرات في كل من:

- متغيرة الإنفاق العام (بالأسعار الثابتة للعملة المحلية): مع العلم أن الوحدة هي مليار دج، وبعد إدخال اللوغاريتم نرسم لهذه المتغيرة بالرمز (LDEP).
  - متغيرة الناتج المحلي الإجمالي (بالأسعار الثابتة للعملة المحلية): مع العلم أن الوحدة هي مليار دج، وبعد إدخال اللوغاريتم نرسم لهذه المتغيرة بالرمز (LGDP).
- إن التوظيف القياسي لعلاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في دراستنا سوف يركز على المعادلة الأساسية التالية:

$$LDEP = f(LGDP)$$

حيث أن:

$LGDP$ : يمثل لوغاريتم الناتج الداخلي الخام الحقيقي للتعبير عن النمو الاقتصادي.

$LDEP$ : يمثل لوغاريتم الإنفاق العام.

$f$ : هي العلاقة الدالية.

وللقيام بعملية الانحدار وتماشيا مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية والتي كان لها الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فإننا سنقوم باستخدام النماذج الديناميكية لدراسة الظاهرة، متمثلة في نموذج تصحيح الخطأ (ECM).

## 2.1. دراسة استقرارية السلاسل الزمنية:

تتمثل الخطوة الأولى في تحليل البيانات في اختبار ما إذا كانت المتغيرات مستقرة أم لا تجنبنا لظهور مشكل الانحدار الزائف (La régression fallacieuse)، إذ يعتبر السكون شرطا أساسيا لدراسة وتحليل السلاسل الزمنية للوصول إلى نتائج سليمة ومنطقية، وتعتبر السلسلة الزمنية  $(X_t)$  ساكنة أو مستقرة (stationery) إذا تحققت الشروط التالية:<sup>(07)</sup>

$$E(X_t) = m \quad ; \quad t \in T \quad - \text{ ثبات متوسط القيم عبر الزمن}$$

$$V(X_t) = \sigma^2 \quad ; \quad t \in T \quad - \text{ ثبات التباين عبر الزمن:}$$

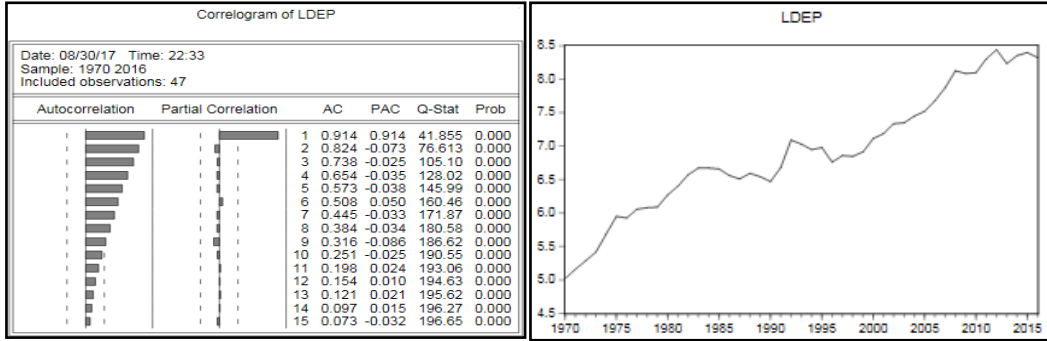
- أن يكون التباين بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة

$$Cov(X_t, X_{t+h}) = \gamma(h) \quad ; \quad t \in T, \quad h \in hT, \quad t \neq h \quad \text{الفعالية للزمن بمعنى:}$$

توجد عدة معايير تستخدم في اختبار صفة الاستقرار أو السكون هذه نجد من بينها دالة الارتباط الذاتي، اختبارات جذر الوحدة للاستقرار... إلخ، والتي سنتعرض لبعضها من خلال اختبار استقرار متغيرات الدراسة.

### 1.2.1. دراسة استقرارية السلسلة (LDEP)

الشكل رقم (01): التمثيل البياني للسلسلة (LDEP) الشكل رقم (02): دالة الارتباط الذاتي الكلية والجزئية للسلسلة (LDEP)



المصدر: مخرجات برنامج (Eviews 9)

نلاحظ من خلال الشكل رقم (01) أعلاه أن السلسلة ( $LDEP$ ) تأخذ على العموم ميلا موجبا فهي في زيادة مستمرة، كما نلاحظ من خلال الشكل رقم (02) خروج الأعمدة (التسع الأولى) على مستوى دالة الارتباط الذاتي البسيط، كذلك نفس الشيء على مستوى دالة الارتباط الذاتي الجزئي (العمود الأول) مما يدل على عدم استقرارية السلسلة.

للتأكد من عدم استقرارية السلسلة سنقوم باستخدام اختبارات جذر الوحدة لديكي فولر، والتي تستخدم لتوضيح استقرارية السلسلة من عدمها ونوع السلسلة غير المستقرة أي إذا كانت من النوع العشوائي ( $TS$ )<sup>(08)</sup> أو من النوع المحدد ( $DS$ )<sup>(09)</sup>، ومن أجل فهم هذه الطريقة لابد من التفريق بين نوعين من اختبارات ديكي فولر وهي:<sup>(10)</sup>

أ. اختبار ديكي فولر البسيط ( $DF$ ): يتم إجراء هذا الاختبار في ظل فرضية ضمنية تتمثل في غياب الارتباط الذاتي للأخطاء، وفق النماذج الثلاث التالية:

$$[1]: LDEP_t = \phi_1 LDEP_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$[2]: LDEP_t = \phi_1 LDEP_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

$$[3]: LDEP_t = \phi_1 LDEP_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

ب. اختبار ديكي فولر المطور ( $ADF$ ): يأخذ هذا الاختبار بعين الاعتبار إمكانية وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء من خلال دمج الفروقات، ويعتمد هذا الاختبار على الثلاث نماذج التالية:

$$[4]: \Delta LDEP = \rho_1 LDEP_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta LDEP_{T-j+1} + \varepsilon_t$$

$$[5]: \Delta LDEP = \rho_1 LDEP_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta LDEP_{T-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$[6]: \Delta LDEP = \rho_1 LDEP_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta LDEP_{T-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

تعتمد اختبارات ديكي فولر على اختيار مستوى التأخيرات (انطلاقا من تدرية معايير  $Akaike$  و  $Schwarz$ ) الذي يتم على أساسه اختيار الاختبار المناسب (اختبار ديكي فولر البسيط أو

المطور)، لذلك سنقوم بتحديد درجة التأخير للسلسلة  $LDEP$  كخطوة أولى ثم نقوم بإجراء الاختبار المناسب إنطلاقاً من ذلك.

الجدول رقم (01): درجة تأخير السلسلة  $LDEP$  اعتماداً على المعيارين  $Ak$  و  $Sch$ .

| المعيار        | درجة التأخير | P=0   | P=1   | P=2   | P=3   | P=4   |
|----------------|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| <b>Akaike</b>  |              | -1.34 | -1.32 | -1.25 | -1.26 | -1.20 |
| <b>Schwarz</b> |              | -1.22 | -1.16 | -1.05 | -1.02 | -0.91 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews9)

من خلال الجدول وباعتماداً على المعيارين ( $Schwarz$  و  $Akaike$ ) نلاحظ أن درجة التأخير الملائمة للسلسلة  $LDEP$  هي  $P = 0$ ، إذن يستخدم إختبار ديكي فولر البسيط ( $DF$ ).

الجدول رقم (02): ملخص نتائج اختبارات ( $DF$ ) على السلسلة  $LDEP$

| درجة التأخير | النموذج المقدر | قيم معاملات الانحدار | T المحسوبة | T الجدولة 5% | الاحتمال المرافق P - value |
|--------------|----------------|----------------------|------------|--------------|----------------------------|
| P=0          | [3]            | $\emptyset$          | -1.191     | -2.242       | 0.3639                     |
|              |                | c                    | 1.131      | 2.657        |                            |
|              |                | b                    | 0.011      | 2.086        |                            |
| P=0          | [2]            | $\emptyset$          | -0.031     | -1.541       | 0.5038                     |
|              |                | c                    | 0.291      | 2.029        |                            |
| P=0          | [1]            | $\emptyset$          | 0.009      | 3.568        | 0.9998                     |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews 9).

من خلال الجدول نلاحظ ما يلي:

♦ نتائج تقدير النموذج (3):

$$\begin{cases} H_0: b = 0 \\ H_1: b \neq 0 \end{cases}$$

- اختبار وجود مركبة الاتجاه العام:

$$t_{cal} = 2,086 < t_{tab} = 2,81$$

ومنه نقبل فرضية العدم أي عدم وجود مركبة الاتجاه العام عند مستوى معنوية 5%.

♦ نتائج تقدير النموذج (2):

$$\begin{cases} H_0: c = 0 \\ H_1: c \neq 0 \end{cases}$$

- اختبار مركبة الدورات الاقتصادية (الحد الثابت):

$$t_{cal} = 2.029 < t_{tab} = 2,56$$

ومنه نقبل فرضية العدم أي عدم وجود الحد الثابت عند مستوى معنوية 5%.

♦ نتائج تقدير النموذج (1).

$$\begin{cases} H_0: \phi = 1 \\ H_1: \phi < 1 \end{cases}$$

- اختبار وجود الجذر الأحادي:

$$t_{cal} = 3.568 > t_{tab} = -1,948$$

نقبل فرضية العدم أي وجود جذر أحادي عند مستوى معنوية 5%، إذن السلسلة  $PIB$  غير مستقرة من نوع

DS وأحسن طريقة لجعلها مستقرة هي إجراء الفروق من الدرجة الأولى عليها بمعنى:

$$DLDEP = LDEP - LDEP_{(-1)}$$

➤ السلسلة  $(DLDEP)$ .

كأول خطوة نقوم بتحديد مستوى التأخرات انطلاقاً من تدرية معايير  $Ak$  و  $Sch$ ، وباستخدام برنامج

$Eviews$  توصلنا إلى أن مستوى التأخر الملائم هو  $P=0$ ، ويتبايع نفس الخطوات السابقة توصلنا إلى أن

السلسلة  $DLDEP$  مستقرة من الدرجة الأولى وهذا ما يبينه الجدول التالي:

الجدول رقم (03): ملخص نتائج اختبارات  $(DF)$  على السلسلة  $DLDEP$

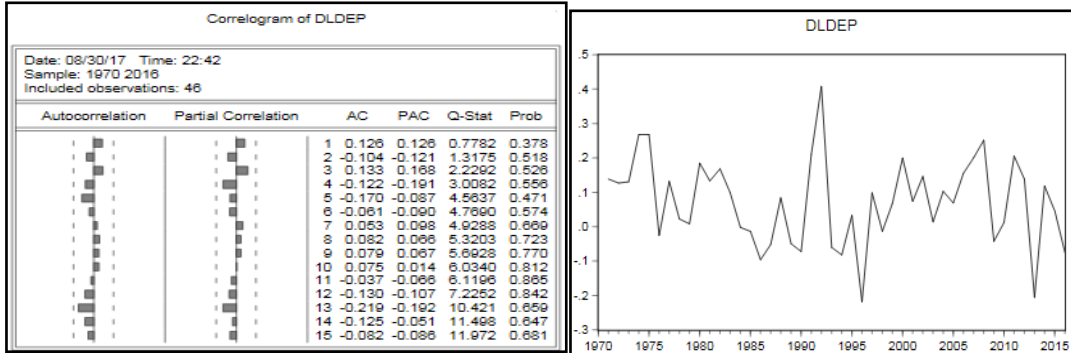
| القرار                                                          | الاحتمال المرافق<br>$P - value$ | T<br>المجدولة 5% | T<br>المحسوبة | قيم<br>معلمات<br>الانحدار | النموذج<br>المقدر | درجة<br>التأخير |
|-----------------------------------------------------------------|---------------------------------|------------------|---------------|---------------------------|-------------------|-----------------|
| النموذج غير ملائم<br>بسبب عدم معنوية<br>مركبة الاتجاه العام $b$ | 0.0001                          | -3.513           | -5.700        | -0.882                    | $\emptyset$       | [3]<br>P=0      |
|                                                                 |                                 | 3.14             | 2.061         | 0.088                     | $c$               |                 |
|                                                                 |                                 | 2.81             | -0.764        | -0.001                    | $b$               |                 |
| النموذج ملائم بسبب<br>معنوية الحد الثابت $b$                    | 0.0000                          | -2.928           | -5.679        | -0.869                    | $\emptyset$       | [2]<br>P=0      |
|                                                                 |                                 | 2.56             | 2.742         | 0.060                     | $c$               |                 |
| النموذج ملائم                                                   | 0.0000                          | -1.948           | -4.660        | -0.653                    | $\emptyset$       | [1]<br>P=0      |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews 9).

من خلال مقارنة نتائج تقدير النماذج الثلاث الموضحة في الجدول أعلاه، نستنتج أن السلسلة  $(DLDEP)$

مستقرة، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى  $I(1)$ ، وهذا ما يوضحه الشكلين التاليين:

الشكل رقم (03): التمثيل البياني للسلسلة  $(DLDEP)$  الشكل رقم (04): دالة الارتباط الذاتي الكلية والجزئية للسلسلة  $(DLDEP)$



2.2.1. دراسة استقرارية سلسلة لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي  $LGDP$ : بعد دراسة استقرارية سلسلة لوغاريتم الإنفاق العام، وبتابع نفس الخطوات السابقة نقوم بدراسة استقرارية سلسلة لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي  $LGDP$ ، ويمكن تلخيص مختلف النتائج المتوصل إليها من خلال الجدول التالي:

الجدول رقم (04): ملخص نتائج إختبارات  $(DF)$  للسلسلة  $LGDP$ .

| $DLGDP$     |           |           | $LGDP$      |           |           | مركبات النموذج | النموذج | درجة التأخير |
|-------------|-----------|-----------|-------------|-----------|-----------|----------------|---------|--------------|
| $P - value$ | $t_{tab}$ | $t_{cal}$ | $P - value$ | $t_{tab}$ | $t_{cal}$ |                |         |              |
| 0.000       | -3.513    | -6.301    | 0.4297      | -3.510    | -2.291    | $\emptyset$    | [3]     | P=0          |
|             | 3.14      | 2.776     |             | 3.14      | 2.456     | $c$            |         |              |
|             | 2.81      | -1.350    |             | 2.81      | 1.946     | $b$            |         |              |
| 0.000       | -2.928    | -6.105    | 0.4115      | -2.926    | -1.726    | $\emptyset$    | [2]     | P=0          |
|             | 2.56      | 3.140     |             | 2.56      | 2.111     | $c$            |         |              |
| 0.000       | -1.948    | -4.776    | 0.9999      | -1.948    | 3.739     | $\emptyset$    | [1]     | P=0          |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (EvIEWS 9).

على ضوء النتائج الموضحة في الجدول (04) أعلاه يظهر جليا أن سلسلة لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي  $LGDP$  هي غير مستقرة في المستوى (الملحق رقم (01))، لكنها مستقرة عند الفروق من الدرجة الأولى، وهذه النتائج تتفق مع ما تقره النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون مستقرة عند الفرق الأول، وهذا ما يتأكد بملاحظة الشكلين البيانيين الموضحين بالملحق رقم (02).

### 3.1. دراسة السببية بين المتغيرات.

إن تحديد العلاقات السببية ما بين المتغيرات الاقتصادية يسمح في العديد من الأحيان بتحديد نوع العلاقة ما بين هذه المتغيرات في المدى القصير، و عموما يمكن القول أن المتغير  $X$  يسبب المتغير  $Y$  إذا كانت السلسلة  $X$  تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة  $Y$ ، إذن نقول عن متغيرة أنها سببية إذا كانت تحتوي على معلومات تساعد على تحسين التوقع لمتغيرة أخرى.<sup>(11)</sup>

**1.3.1. اختبار السببية عند Granger:** يقوم اختبار السببية عند *Granger* على معرفة المتغير الذي يساهم في تحسين القدرة التنبؤية للمتغير الآخر، وذلك في حالة وجود بيانات سلسلة زمنية، ومن المشاكل التي توجد في هذه الحالة أن بيانات السلسلة الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد إرتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد أثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد، يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها، يضاف إلى ذلك إدراج قيم المتغير التفسيري الآخر لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، وذلك باعتبار أن السبب يسبق النتيجة في الزمن.

بناء على ما سبق يتطلب اختبار السببية لجراجر تقدير نموذج متجه الحدار ذاتي  $VAR$  يصف سلوك المتغيرين  $X$  و  $Y$ ، ويأخذ نموذج  $VAR(P)$  الممثل لهذين المتغيرين ( $X$  و  $Y$ ) الشكل التالي:

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{Xt} \\ \mu_{Yt} \end{pmatrix} \dots (1)$$

من أجل اختبار السببية من  $X_t$  نحو  $Y_t$  أو العكس نلجأ إلى اختبار المعلمات المقدرة للنموذج السابق وفق المتوال التالي:<sup>(12)</sup>

-  $X_t$  لا تسبب  $Y_t$  إذا كانت الفرضية الصفرية التالية محققة:

$$H_0 : a_1^2 = a_2^2$$

-  $Y_t$  لا تسبب  $X_t$  إذا كانت الفرضية الصفرية التالية محققة:

$$H_0 : b_1^1 = b_2^1$$

ومن أجل إجراء اختبار هذه الفرضيات تتبع الخطوات التالية:<sup>(13)</sup>

أ. نقدر  $Y_t$  على القيم الماضية لها فقط، أو بعبارة أخرى نقوم بتقدير النموذج  $VAR$  المقيد، أي تقدير النظام التالي:

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix}$$

يفترض هذا النظام أن:  $\sum_{i=1}^p a_i^2 = 0$ ، بمعنى أن المتغير  $X_t$  لا يؤثر على المتغير  $Y_t$ ، ومن ثم نحتفظ بمجموع مربعات البواقي  $\sum \hat{\varepsilon}_{Y_t}^2$ .

ب. نقدر  $Y_t$  على القيم الماضية لها، وكذا القيم الماضية لـ  $X_t$ ، أو بعبارة أخرى نقوم بتقدير نموذج VAR غير المقيد الممثل في المعادلة (1)، ومن ثم نحتفظ بمجموع مربعات البواقي  $\sum \hat{\mu}_{Y_t}^2$ .

ت. اختبار فرض العدم التالي:  $H_0 : a_1^2 = a_2^2 = \dots = a_p^2 = 0$

ومن أجل ذلك يجب حساب إحصائية فيشر  $F_c$ :

$$F_c = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_{Y_t}^2 - \sum \hat{\mu}_{Y_t}^2 / P}{\sum \hat{\mu}_{Y_t}^2 / n - k}$$

حيث:  $n$ : حجم العينة.  $k$ : عدد المعالم المقدرة في الصيغة غير المقيدة.  $n - k$ : درجات الحرية.

ثم نقوم بالحصول على  $F_t$  (الجدولية) عند مستوى معنوية  $\alpha$  % المطلوب، ودرجات حرية  $P$  للبسط و  $n - k$  للمقام.

ويستخدم اختبار فيشر للحكم على وجود علاقة سببية من عدمها بين المتغيرات، ويكون الحكم على الشكل التالي:

- إذا كانت  $F_c$  (المحسوبة)  $< F_t$  (الجدولية) نرفض فرضية العدم، أي أن المتغيرة  $X_t$  تسبب المتغيرة  $Y_t$ .

- إذا كانت  $F_c$  (المحسوبة)  $> F_t$  (الجدولية) نقبل فرضية العدم، أي أن المتغيرة  $X_t$  لا تسبب المتغيرة  $Y_t$ .

**2.3.1. تطبيق اختبار السببية لـ Granger على متغيرات الدراسة:** لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين الإنفاق العام وباقي متغيرات الدراسة سيتم توظيف اختبار غرانجر للعلاقة السببية، لكن قبل هذا يتعين تحديد عدد الفجوات الزمنية المناسبة للنموذج  $VAR(P)$  للمتغيرات في شكل فروقات، والتي يتم اختيارها انطلاقاً من معايير مختلفة، وباستخدام برنامج *Eviews* توصلنا إلى النتائج المعروضة في الجدول التالي:

الجدول رقم (05): تحديد درجة التأخير المثلى للمسار (VAR) للمتغيرات في شكل فروقات.

| VAR Lag Order Selection Criteria  |          |           |           |            |            |            |
|-----------------------------------|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| Endogenous variables: DLDEP DLGDP |          |           |           |            |            |            |
| Exogenous variables: C            |          |           |           |            |            |            |
| Date: 09/02/17 Time: 19:55        |          |           |           |            |            |            |
| Sample: 1970 2016                 |          |           |           |            |            |            |
| Included observations: 42         |          |           |           |            |            |            |
| Lag                               | LogL     | LR        | FPE       | AIC        | SC         | HQ         |
| 0                                 | 73.98528 | NA        | 0.000111  | -3.427871  | -3.345124  | -3.397541  |
| 1                                 | 83.53491 | 17.73502* | 8.55e-05* | -3.692138* | -3.443900* | -3.601149* |
| 2                                 | 84.09590 | 0.988422  | 0.000101  | -3.528376  | -3.114645  | -3.376728  |
| 3                                 | 87.32628 | 5.383954  | 0.000105  | -3.491727  | -2.912504  | -3.279419  |
| 4                                 | 92.81923 | 8.631783  | 9.85e-05  | -3.562820  | -2.818105  | -3.289853  |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews).

من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه، يتبين أن درجة التأخير المثلى والموافقة لنتائج غالبية المعايير هي:  $P = 1$ ، وعليه سيتم إجراء الإختبار وفقاً لذلك ونتائج الإختبار موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (06): نتائج اختبار السببية لـ *Granger* بين الإنفاق العام والنتائج المحلي الإجمالي.

| Pairwise Granger Causality Tests   |     |             |        |
|------------------------------------|-----|-------------|--------|
| Date: 08/31/17 Time: 14:46         |     |             |        |
| Sample: 1970 2016                  |     |             |        |
| Lags: 1                            |     |             |        |
| Null Hypothesis:                   | Obs | F-Statistic | Prob.  |
| DLGDP does not Granger Cause DLDEP | 45  | 15.4597     | 0.0003 |
| DLDEP does not Granger Cause DLGDP |     | 1.31446     | 0.2581 |

المصدر: مخرجات برنامج (Eviews 9).

من خلال الجدول وبالا اعتماد على إحصائية فيشر وقيمة الاحتمال نسجل التفسيرات التالية:

- نرفض فرضية أن الناتج المحلي الإجمالي لا يسبب في الإنفاق العام عند مستوى معنوية 5%.
  - نقبل فرضية أن الإنفاق العام لا يسبب في الناتج المحلي الإجمالي.
- ونستخلص من ذلك وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه تسري من الناتج المحلي الإجمالي نحو الإنفاق العام عند مستوى معنوية 5%.

## 2. اختبار التكامل المشترك وتقدير النموذج (ECM).

### 1.2. اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة.

بعد دراستنا للسلسلتين الزمنيتين محل الدراسة، وذلك من اختبار استقراريتها وجدنا أن كلا السلسلتين مستقرتين من نفس الدرجة (متكاملة من الدرجة الأولى)، ومنه فهناك إمكانية وجود شعاع تكامل مشترك بين هاتين السلسلتين في المدى الطويل، وهذا ما سنتطرق إليه من خلال هذا العنصر.

**1.1.2. مفهوم التكامل المشترك:** يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداها لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن<sup>(14)</sup>.

**2.1.2. اختبار التكامل المشترك بطريقة (Engle et Granger)<sup>(15)</sup>:** يشير كل من (Engle et Granger) إلى إمكانية توليد نموذج خطي يتصف بالاستقرارية انطلاقاً من السلاسل الزمنية غير المستقرة، وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي غير الساكن فهذا دليل على أن السلاسل الزمنية غير المستقرة تحمل صفة التكامل المشترك، ومن الممكن تقدير العلاقة بينها في شكل نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model)، ويستلزم هذا الاختبار المرور بخطوتين:

**الخطوة الأولى:** في هذه المرحلة سنقوم باختبار رتبة تكامل المتغيرات المدروسة، لأن من بين الشروط الضرورية لتحقيق التكامل المتزامن، هو أن تكون المتغيرات المدروسة من نفس رتبة التكامل أي أن:

$$y_t \rightarrow I(d)$$

$$x_t, x_{2t}, \dots \dots x_{kt} \rightarrow I(d)$$

- بعد تحقق هذا الشرط نقوم بتقدير العلاقة الآتية:

$$\hat{y}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_0 x_{1t} + \dots \dots \dots + \hat{\alpha}_k x_{kt} + \hat{\varepsilon}_t$$

- بعد ذلك نقوم بحساب البواقي المقدرة من خلال النموذج السابق كما يلي:

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{y}_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_0 x_{1t} - \dots \dots \dots - \hat{\alpha}_k x_{kt}$$

**الخطوة الثانية:** بعد حساب سلسلة البواقي المقدرة  $\hat{\varepsilon}_t$ ، نقوم باختبار استقراريتها، فإذا كانت هذه الأخيرة غير مستقرة، فإنه لا يوجد تكامل مشترك بين هذه المتغيرات، أما إذا كان العكس، فإن المتغيرات التي هي بين أيدينا في تكامل متزامن، و من المحتمل أن يتم تقدير العلاقة بينها باستخدام تقنية نماذج تصحيح الخطأ.

### 3.1.2. نتائج تطبيق اختبار التكامل المشترك لـ: (Engle et Granger).

**الخطوة الأولى:** تقدير انحدار التكامل المشترك بين  $LGDP$  و  $LDEP$

$$LDEP_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} LGDP_t + \varepsilon_t$$

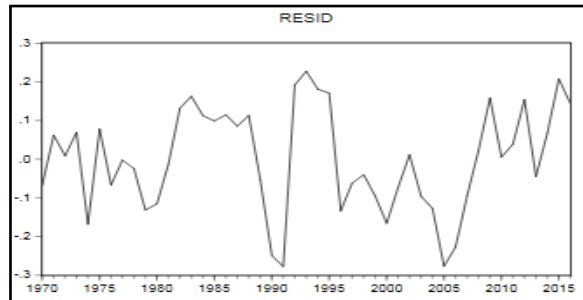
$$LDEP = -2.1864 + 1.1314 LGDP$$

نلاحظ من خلال المعادلة المقدرة أن  $LGDP$  له تأثير إيجابي على  $LDEP$ ، ولمعرفة ما إذا كانت هناك إمكانية لوجود علاقة توازن طويل المدى، نقوم بدراسة استقرارية بواقي المعادلة السابقة .

**الخطوة الثانية:** دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير.

يتضح من خلال الرسم البياني للبواقي بأنها غير مستقرة.

الشكل رقم (06): التمثيل البياني لسلسلة البواقي



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews8).

للتأكد من ذلك سوف نقوم باختبار استقرارية البواقي باستخدام اختبار ديكي فولر وذلك بعد تحديد فترات التأخر (تدنية معايير  $AK$ ،  $SCH$ ) والتي تم تحديدها بـ:  $P=0$ ، نتائج الاختبار موضحة في الجدول التالي:  
الجدول رقم (07): نتائج اختبارات الجذر الواحد لبواقي التقدير

| القرار                                                          | الاحتمال المرافق<br>$P - value$ | T<br>المجدولة 5% | T<br>المحسوبة | قيم معلمات الانحدار | النموذج<br>المقدر | درجة<br>التأخير |
|-----------------------------------------------------------------|---------------------------------|------------------|---------------|---------------------|-------------------|-----------------|
| النموذج غير ملائم بسبب<br>عدم معنوية مركبة الاتجاه<br>العام $b$ | 0.0280                          | -3.510           | -3.760        | -0.504              | $\emptyset$       | P=0             |
|                                                                 |                                 | 3.14             | -0.020        | -0.0007             | $c$               | [3]             |
|                                                                 |                                 | 2.81             | 0.120         | 0.0001              | $b$               |                 |
| النموذج غير ملائم بسبب<br>عدم معنوية الحد الثابت $C$            | 0.0055                          | -2.926           | -3.805        | -0.505              | $\emptyset$       | P=0             |
|                                                                 |                                 | 2.56             | 0.172         | 0.003               | $c$               | [2]             |
| النموذج ملائم                                                   | 0.0003                          | -1.948           | -3.852        | -0.5056             | $\emptyset$       | P=0             |
|                                                                 |                                 |                  |               |                     |                   | [1]             |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews 9).

على ضوء النتائج الموضحة في الجدول (07) أعلاه يظهر جليا أن سلسلة البواقي مستقرة، مما يعني وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين الإنفاق العام والناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة محل الدراسة، وبالتالي لا يمكننا تبني صياغة نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR، والنموذج الملائم في هذه الحالة هو نموذج تصحيح الخطأ ECM.

## 2.2. تقدير نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model).

### 1.2.2. مفهوم نموذج تصحيح الخطأ (ECM) <sup>(16)</sup>:

يقوم مفهوم نموذج تصحيح الخطأ على فرضية مفادها أن هناك علاقة توازنية طويلة المدى، تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للإنفاق العام في إطار محدداته، وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنية على المدى الطويل، إلا أنه من النادر أن تتحقق، ومن ثم فقد يأخذ الإنفاق العام قيما مختلفة عن قيمه التوازنية، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن (Equilibrium error). ويتم تعديل أو تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل، ولذلك جاءت تسمية هذا النموذج، بنموذج تصحيح الخطأ، وعلى ذلك يفترض نموذج تصحيح الخطأ وجود نوعين من العلاقات بين الإنفاق العام كمتغير تابع و الناتج المحلي الإجمالي كمتغير مفسر، وهي:

- علاقة طويلة المدى (long-run relationship): أي علاقة توازنية على المدى البعيد بين الإنفاق العام كمتغير تابع والناتج المحلي الإجمالي كمتغير مفسر، وتقاس العلاقة هنا بمقياس مستوى متغيرات النموذج.
- علاقة قصيرة المدى (short-run relationship)، وهي العلاقة الآنية أو المباشرة التي تظهر بين الإنفاق العام والناتج المحلي الإجمالي في كل فترة زمنية، وتقاس من خلال التغيرات فيما بينها في كل فترة.

## 2.2.2. نتائج التقدير.

بعد أن قمنا في السابق بدراسة خصائص كل من السلسلتين  $LDEP$  و  $LGDP$ ، توصلنا إلى أنها متكاملة من نفس الدرجة (الدرجة الأولى)، وتحمل صفة التكامل المشترك، ومن ثم فلا بد من تقدير العلاقة انطلاقاً من نموذج ECM، وللقيام بذلك سيتم اعتماد منهجية أنجل قرانجر (Engle et Granger) الذي يقوم على مرحلتين:

- المرحلة الأولى: تقدير العلاقة طويلة المدى (انحدار التكامل المشترك).
- المرحلة الثانية: تقدير العلاقة قصيرة المدى (النموذج الديناميكي).

وننتائج التقدير موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (08): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM).

| معادلة التكامل المشترك في المدى الطويل (لוגاريتم الإنفاق العام $LDEP$ هو المتغير التابع) |           |                      |                       |
|------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|----------------------|-----------------------|
| المتغيرات التفسيرية                                                                      | المعاملات | إحصائية t            | P - value             |
| <b>Constant</b>                                                                          | -2.1864   | -10.7660             | 0.0000                |
| <b>LGDP</b>                                                                              | 1.1314    | 44.9763              | 0.0000                |
| $R^2 = 0.9782$                                                                           |           | $\bar{R}^2 = 0.9777$ | $F_{stat} = 2022.875$ |
| معادلة التكامل المشترك في المدى القصير ( $DLDEP$ هو المتغير التابع)                      |           |                      |                       |
| المتغيرات التفسيرية                                                                      | المعاملات | إحصائية t            |                       |
| <b>Constant</b>                                                                          | 0.0584    | 3.1750               | 0.0028                |
| <b><math>DLDEP_{t-1}</math></b>                                                          | 0.0846    | 0.6713               | 0.5057                |
| <b><math>DLGDP_{t-1}</math></b>                                                          | 0.0740    | 0.3518               | 0.7268                |
| <b><math>ECM_{t-1}</math></b>                                                            | -0.6114   | -4.1188              | 0.0002                |
| $R^2 = 0.4915$                                                                           |           | $\bar{R}^2 = 0.4543$ | $F_{stat} = 13.2120$  |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews8) (أنظر الملحق رقم 03)

♦ تحليل نتائج تقدير معادلة التكامل المشترك في المدى الطويل: انطلاقاً من الجدول رقم (08) أعلاه يتضح أن نتائج تقدير معادلة التكامل المشترك في المدى الطويل مقبولة من الناحية الاقتصادية، وذلك من خلال إشارة معامل لوجاريتم الناتج المحلي الإجمالي  $LGDP$  الموجبة، أما من الناحية الإحصائية فنجد أن القيمة المحسوبة لإحصائية ستيودنت t والبالغة (44.9763) أكبر من القيمة الحرجة (1.9599) مما يدل على المنعوية الإحصائية لمعامل لوجاريتم الناتج المحلي الإجمالي.

♦ تحليل نتائج تقدير معادلة التكامل المشترك في المدى القصير: انطلاقاً من الجدول رقم (08) أعلاه يتضح أن نتائج تقدير معادلة التكامل المشترك في المدى القصير مقبولة من الناحية الاقتصادية، وذلك من خلال

إشارة معاملي كل من  $DLDEP_{t-1}$  و  $DLGDP_{t-1}$  الموجبة، أما من الناحية الإحصائية فإن قيمة معامل التحديد المصحح ( $\bar{R}^2$ ) قد بلغت 0.4543، وهذا ما يدل على جودة توفيق النموذج، حيث أن التغيرات في المتغيرات المفسرة تفسر لنا 45.43% من التغيرات في حجم الإنفاق العام، كما أن القيمة المحسوبة لإحصائية فيشر  $F$  والبالغة 13.2120 أكبر من القيمة المحدولة (4.08)، وهذا يدل على أن النموذج معنوي إجمالاً، أما بالنسبة لمعنوية المعلمات فنلاحظ من خلال نتائج التقدير أن بعض المعاملات غير معنوية لكن هذا لا يعني أن النموذج غير صالح، ويرجع هذا إلى عدم دقة الإحصاءات وأسباب أخرى تتعلق بالأسلوب القياسي المستخدم، بحيث أن وجود معاملات غير معنوية لا يؤثر على النموذج ككل، ومن خلال نتائج ستيوندت نجد أن معامل حد تصحيح الخطأ جاء بإشارة سالبة ومعنوي عند مستوى دلالة 5% حيث أن القيمة المحسوبة لاختبار ستيوندت بالقيمة المطلقة والمساوية لـ: (-4.1188) أكبر من القيمة الجدولية (1.95)، وهذا ما يؤكد على أن هناك علاقة طويلة الأجل بين كل من الإنفاق العام والنمو الاقتصادي بالجزائر.

من خلال نتائج التقدير كذلك نجد أن قيمة حد تصحيح الخطأ بلغت (-0.6114)، وهو يشير إلى سرعة التكيف (Speed of ajustement) من الأجل القصير إلى الأجل الطويل، أي أن سلوك الإنفاق العام قد يستغرق عند حدوث أي صدمة حوالي 1.6355 سنة ( $1/0.6114$ ) حتى يصل إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، وهي تعكس نسبة تعديل مرتفعة، أما فيما يخص نسبة التصحيح فإنه في كل سنة يتم تصحيح ما يعادل (61.14%) من اختلالات توازن الإنفاق العام في الأجل الطويل.

من جهة أخرى وبمقارنة نتائج مرونة النموذج طويل المدى ونموذج تصحيح الخطأ في المدى القصير نلاحظ أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي بنسبة (1%) تؤدي إلى زيادة فورية في حجم الإنفاق العام بنسبة (0.074%) في المدى القصير، ويستمر الأثر في الزيادة على المدى الطويل حتى يصل إلى (1.1314%)، وهذه المرونة تعتبر الأكبر مقارنة بالمدى القصير، أي أن حجم الإنفاق العام يزداد بمعدل يفوق معدل الزيادة في حجم الناتج المحلي الإجمالي على المدى الطويل، وهذا ما يؤكد اعتماد الحكومة بشكل كبير على الناتج المحلي الإجمالي في تمويل نفقاتها على المدى الطويل، ويدعم بوضوح قانون فاجنر وصلاحيته لتقدير العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي في الاقتصاد الجزائري، وأخيراً ومن أجل معرفة مدى كفاءة النموذج المقدر ينبغي التأكد من جودته، وهذا من خلال مجموعة من الاختبارات القياسية التي سوف تستخدم لتقييم نموذج الدراسة.

الجدول رقم (09): نتائج الاختبارات القياسية لنموذج تصحيح الخطأ.

| Statistics                                  | Estimated Value | Prob   |
|---------------------------------------------|-----------------|--------|
| Normality (Jarque – Bera)                   | 0.0350          | 0.9826 |
| Breusch – Godfrey SerialCorrelation LM Test | 5.2667          | 0.0718 |
| ARCH Test                                   | 1.8561          | 0.1731 |
| White Heteroskedasticity Test               | 6.4893          | 0.6901 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews8) (أنظر الملحق رقم 04).

من خلال الجدول رقم (09) أعلاه فإن النموذج مقبول من الناحية القياسية حيث أن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي وهذا ما توضحه إحصائية (Jarque – Bera)، كما أن النموذج خالي من مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء وهذا ما يوضحه اختبار (Breusch – Godfrey SerialCorrelation LM Test)، وكذلك خلو النموذج من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي وهذا ما يوضحه اختبري (ARCH Test, White Heteroskedasticity Test).

#### الخاتمة:

لقد حظيت العلاقة بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي من الناحيتين النظرية والتجريبية بالعديد من الدراسات، وتمثل هذه الدراسة التي قمنا بإنجازها محاولة للمساهمة في دراسة العلاقة بين المتغيرين، حيث انصبت على دراسة علاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1970-2016)، وللوقوف على أهم محاور الدراسة حاولنا معالجة البحث من خلال جانبين، حيث تطرقنا في الجانب الأول لعرض أهم النظريات والأدبيات التطبيقية المفسرة للعلاقة بين المتغيرين، بينما خصصنا الجانب الثاني للدراسة القياسية، والذي أردنا من خلاله إعطاء بعد كمي لعلاقة الإنفاق العام بالنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1970-2016)، حيث تم معالجة الموضوع من زاوية القياس الاقتصادي باستخدام تحليل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ (ECM)، وبعد هذا الطرح والتحليل الذي قمنا به تمكنا من الخروج بالنتائج التالية:

- أظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة احتواء كلا المتغيرين على جذر الوحدة، حيث أن السلاسل الزمنية غير مستقرة في مستواها الأصلي ولكنها مستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى؛
- أشارت الدراسة القياسية إلى وجود علاقة سببية في اتجاه واحد تسري من الناتج المحلي الإجمالي إلى الإنفاق العام، بينما هذا الأخير لا يؤثر على حجم الناتج المحلي الإجمالي، وهذا ما يؤيد قانون فاجنر ويتعارض مع ما تقره النظرية الكينزية؛

- بينت النتائج الإحصائية لاختبار التكامل المشترك لأجل و غرانجر وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الإنفاق العام والنمو الاقتصادي بالجزائر، حيث تم استخدام نموذج تصحيح الخطأ ECM في عملية التقدير؛
- في كل سنة يتم تصحيح ما يعادل (61.14%) من اختلالات توازن الإنفاق العام في الأجل الطويل، وهو ما يدل على فعالية السياسات الاقتصادية التي تتبعها الدولة بالصورة المطلوبة للتأثير على حجم الإنفاق العام في الجزائر؛
- سلوك الإنفاق العام قد يستغرق عند حدوث أي صدمة حوالي 1.6355 سنة حتى يصل إلى وضع التوازن في الأجل الطويل، وهي تعكس نسبة تعديل مرتفعة؛
- حجم الإنفاق العام يزداد بمعدل يفوق معدل الزيادة في حجم الناتج المحلي الإجمالي على المدى الطويل، وهذا ما يؤكد اعتماد الحكومة بشكل كبير على الناتج المحلي الإجمالي في تمويل نفقاتها على المدى الطويل، ويدعم بوضوح قانون فاجنر وصلاحيته لتقدير العلاقة بين الإنفاق العام والناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الجزائري.

#### الهوامش والمراجع المستخدمة:

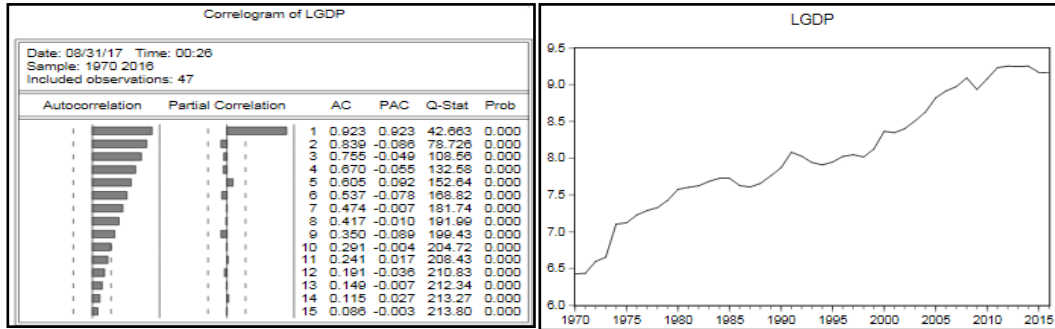
- 1- عبد الحميد عايب، الآثار الاقتصادية الكلية لسياسة الإنفاق الحكومي، الطبعة الأولى، مكتبة حسين العصرية للنشر والتوزيع، بيروت، لبنان، 2010، ص 56.
- 2- محرز محمد عباس، اقتصاديات المالية العامة، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2008، ص 90.
- 3- محمود محمد داغر وعلي محمد علي، الإنفاق العام على مشروعات البنية التحتية وأثره على النمو الاقتصادي في ليبيا (منهج السببية)، مجلة بحوث اقتصادية عربية، مركز دراسات الوحدة العربية، القاهرة، مصر، العدد 51، 2010، ص 112.
- 4- علي سيف علي المزروعى، أثر الإنفاق العام في الناتج المحلي الإجمالي: دراسة تطبيقية على دولة الإمارات العربية المتحدة خلال السنوات (1990-2009م)، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، سوريا، المجلد 28، العدد الأول، 2012.
- 5- Mohame Abdel Rahman Salih, The Relationship between Economic Growth and Government Expenditure: Evidence from Sudan, **International Business Research**, Vol. 5, No. 8; 2012.
- 6- عبد الكريم عبد الله محمد وقيس أنس جحيل، تحليل العلاقة بين النفقات العامة والنمو الاقتصادي في العراق باستخدام نموذج **var**، مجلة الإدارة والاقتصاد، الجامعة المستنصرية، العراق، المجلد 39، العدد 106، 2016.
- 7- Régis Bourbonnais et Michel Terraza , **Analyse des séries temporelles en économie**, Paris, 1998, P 79. Presse Universitaires de France,
- 8- **السيروية من نوع (TS)** : هذه النماذج غير مستقرة، وعدم استقراريتها ناتج عن وجود عامل الزمن في السلسلة.
- 9- **السيروية من نوع (DS)** : في هذا النوع من السلاسل الزمنية يكون مصدر عدم الاستقرار عشوائي وغير محدد على عكس الحالة السابقة.
- 10- 9<sup>ème</sup> édition, Paris : Dunod, 2015 , p p 249-250 . Régis Bourbonnais, **économétrie**,
- 11- محمد شبيخي، طرق الاقتصاد القياسي: محاضرات وتطبيقات، الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، 2012، ص 277.

- 12- Régis Bourbonnais, **OpCit**, P 292.
- 13- أحمد سلامي، اختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر: دراسة تطبيقية للفترة (1970-2014)، **مجلة أداء المؤسسات الجزائرية**، جامعة ورقلة، الجزائر، العدد السابع، 2015، ص 40.
- 14- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، إسكندرية، 2004، ص 670.
- 15- Robert. F. Engel C.W.J Granger, "cointegration and error correction : représentation, estimation, and testing", **Econometrica**, Vol 56, N° 02 (March 1987), p 251-275.
- 16- عايد بن عايد العبدلي، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، **مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي**، جامعة الأزهر، العدد (32)، 2008، ص 17.

### ملحق الجداول والأشكال البيانية:

الملحق رقم (01):

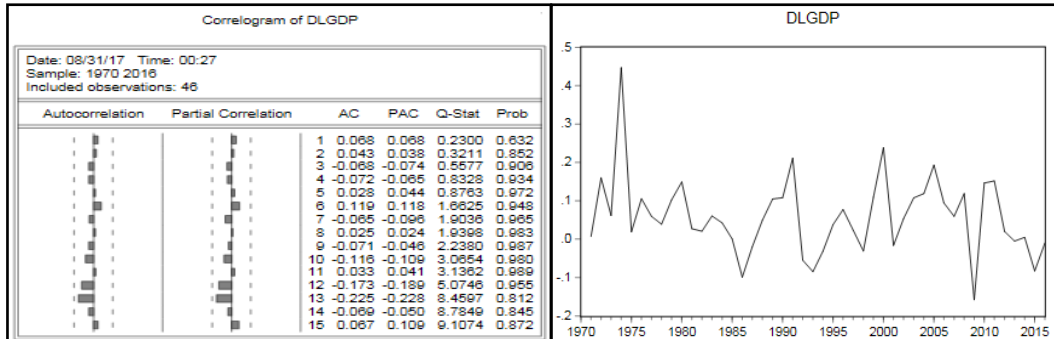
الشكل رقم (01): التمثيل البياني للسلسلة **LGDP** الشكل رقم (02): دالة الارتباط الذاتي الكلية والجزئية للسلسلة **LGDP**



المصدر: مخرجات برنامج (Eviews 9)

الملحق رقم (02):

الشكل رقم (01): التمثيل البياني للسلسلة **DLGDP** الشكل رقم (02): دالة الارتباط الذاتي الكلية والجزئية للسلسلة **DLGDP**



المصدر: مخرجات برنامج (Eviews 9).

الملحق رقم (03):

الجدول رقم (01): معادلة التكامل المشترك في المدى الطويل الجدول رقم (02): معادلة التكامل المشترك في المدى القصير.

| Dependent Variable: DLDEP<br>Method: Least Squares<br>Date: 09/01/17 Time: 23:52<br>Sample (adjusted): 1972 2016<br>Included observations: 45 after adjustments |             |                       |             |        |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Variable                                                                                                                                                        | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
| C                                                                                                                                                               | 0.058450    | 0.018409              | 3.175087    | 0.0028 |
| DLDEP(-1)                                                                                                                                                       | 0.084664    | 0.126104              | 0.671388    | 0.5057 |
| DLGDP(-1)                                                                                                                                                       | 0.074030    | 0.210431              | 0.351802    | 0.7268 |
| E(-1)                                                                                                                                                           | -0.611411   | 0.148441              | -4.118883   | 0.0002 |
| R-squared                                                                                                                                                       | 0.491544    | Mean dependent var    | 0.070340    |        |
| Adjusted R-squared                                                                                                                                              | 0.454340    | S.D. dependent var    | 0.127201    |        |
| S.E. of regression                                                                                                                                              | 0.093962    | Akaike info criterion | -1.807163   |        |
| Sum squared resid                                                                                                                                               | 0.361984    | Schwarz criterion     | -1.646571   |        |
| Log likelihood                                                                                                                                                  | 44.66117    | Hannan-Quinn criter.  | -1.747296   |        |
| F-statistic                                                                                                                                                     | 13.21207    | Durbin-Watson stat    | 1.976355    |        |
| Prob(F-statistic)                                                                                                                                               | 0.000004    |                       |             |        |

| Dependent Variable: LDEP<br>Method: Least Squares<br>Date: 09/01/17 Time: 23:16<br>Sample: 1970 2016<br>Included observations: 47 |             |                       |             |        |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Variable                                                                                                                          | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
| LGDP                                                                                                                              | 1.131441    | 0.025156              | 44.97638    | 0.0000 |
| C                                                                                                                                 | -2.186439   | 0.203087              | -10.76605   | 0.0000 |
| R-squared                                                                                                                         | 0.978239    | Mean dependent var    | 6.904181    |        |
| Adjusted R-squared                                                                                                                | 0.977755    | S.D. dependent var    | 0.909711    |        |
| S.E. of regression                                                                                                                | 0.135681    | Akaike info criterion | -1.115393   |        |
| Sum squared resid                                                                                                                 | 0.828426    | Schwarz criterion     | -1.036663   |        |
| Log likelihood                                                                                                                    | 28.21172    | Hannan-Quinn criter.  | -1.085766   |        |
| F-statistic                                                                                                                       | 2022.875    | Durbin-Watson stat    | 1.005302    |        |
| Prob(F-statistic)                                                                                                                 | 0.000000    |                       |             |        |

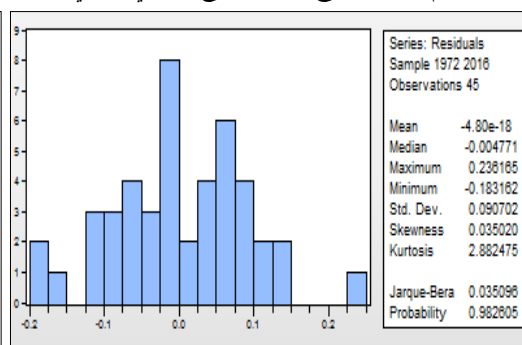
المصدر: مخرجات برنامج (Eviews 9).

الملحق رقم (04):

الجدول رقم (02): نتائج اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test            |             |                     |             |        |
|-------------------------------------------------------|-------------|---------------------|-------------|--------|
| F-statistic                                           | 2.584801    | Prob. F(2,39)       | 0.0883      |        |
| Obs*R-squared                                         | 5.266791    | Prob. Chi-Square(2) | 0.0718      |        |
| Test Equation:                                        |             |                     |             |        |
| Dependent Variable: RESID                             |             |                     |             |        |
| Method: Least Squares                                 |             |                     |             |        |
| Date: 09/08/17 Time: 11:23                            |             |                     |             |        |
| Sample: 1972 2016                                     |             |                     |             |        |
| Included observations: 45                             |             |                     |             |        |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. |             |                     |             |        |
| Variable                                              | Coefficient | Std. Error          | t-Statistic | Prob.  |
| DLDEP(-1)                                             | 1.547527    | 0.760464            | 2.034978    | 0.0487 |
| DLGDP(-1)                                             | 4.052388    | 1.932207            | 2.097284    | 0.0425 |
| E(-1)                                                 | 3.580875    | 1.692811            | 2.115343    | 0.0408 |
| C                                                     | -0.356990   | 0.171410            | -2.082664   | 0.0439 |
| RESID(-1)                                             | -5.129895   | 2.451216            | -2.092796   | 0.0429 |
| RESID(-2)                                             | -0.947520   | 0.416757            | -2.273552   | 0.0286 |

الجدول رقم (01): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبقايا



الجدول رقم (01): نتائج اختبار تجانس التباين (ARCH) الجدول رقم (02): نتائج اختبار تجانس التباين (white)

|                                |          |                     |        |  |
|--------------------------------|----------|---------------------|--------|--|
| Heteroskedasticity Test: White |          |                     |        |  |
| F-statistic                    | 0.655307 | Prob. F(9,35)       | 0.7424 |  |
| Obs*R-squared                  | 6.489336 | Prob. Chi-Square(9) | 0.6901 |  |
| Scaled explained SS            | 5.070399 | Prob. Chi-Square(9) | 0.8281 |  |
| Test Equation:                 |          |                     |        |  |
| Dependent Variable: RESID^2    |          |                     |        |  |
| Method: Least Squares          |          |                     |        |  |
| Date: 09/09/17 Time: 15:21     |          |                     |        |  |
| Sample: 1972 2016              |          |                     |        |  |
| Included observations: 45      |          |                     |        |  |

|                                             |          |                     |        |  |
|---------------------------------------------|----------|---------------------|--------|--|
| Heteroskedasticity Test: ARCH               |          |                     |        |  |
| F-statistic                                 | 1.849851 | Prob. F(1,42)       | 0.1811 |  |
| Obs*R-squared                               | 1.856185 | Prob. Chi-Square(1) | 0.1731 |  |
| Test Equation:                              |          |                     |        |  |
| Dependent Variable: RESID^2                 |          |                     |        |  |
| Method: Least Squares                       |          |                     |        |  |
| Date: 09/09/17 Time: 03:03                  |          |                     |        |  |
| Sample (adjusted): 1973 2016                |          |                     |        |  |
| Included observations: 44 after adjustments |          |                     |        |  |

المصدر: مخرجات برنامج (Eviews 9).