العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في الجزائر: دراسة تطبيقية للفترة (1970.2013)

د. أحمد سلامي
جامعة ورقلة -الجزائر

الملخص :

يهدف هذا البحث إلى تحليل العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1970.2013)، واختبار الأطروحات النظرية المفسرة للعلاقة بين هذين المتغيرين والمتمثلة في قانون فاجنر والفرضية الكينزية. بناء على الأساليب القياسية الحديثة المستخدمة في البحث والمتمثلة أساسا في اختبارات الاستقرارية ونظرية التكامل المشترك واختبار سببية جرانجر، فإن النتائج تكشف عن وجود دلائل لعلاقة توازنية في المدى الطويل بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي، وفضلا عن ذلك، فإن التحليل يكشف عن وجود أثر للسببية في كلا الاتجاهين، وهو ما يدعم كلا من قانون فانجر وفرضية كينز.

الكلمات المفتاح : إنفاق حكومي، نمو اقتصادي، قانون فانجر، فرضية كينز، تكامل مشترك، سببية جرانجر.

Abstract :

This research aims to analyze the relationship between government spending and economic growth in Algeria during the period (1970-2013), and the test theses explanatory theory of the relationship between these two variables, namely the law of Wagner and Keynesian hypothesis. Based on the econometric Methods used in modern research, represented mainly in tests of Stationarity, and the theory of co-integration and Granger causality, the results reveal the existence of evidence that there is a equilibrium relationship in the long term between government spending and economic growth, and moreover, the analysis reveals the existence of impact of causality in both directions, which supports both the Wagner's law and the hypothesis Keynes.

Keywords : Government spending, economic growth, Wagner's law, Hypothesis Keynesian, Cointegration, Granger causality.

تمهيد :

إن واحدة من القضايا إثارة للجدل في الأدب الاقتصادي هو حجم ودور النشاط الحكومي. وخلال القرن الماضي كانت معظم الدول المتقدمة والنامية قد وسعت من حجم نشاطها الاقتصادي، وقد أثار هذا التوسع اهتمام كل من الاقتصاديين وعلماء السياسة. وبالتالي تم

اقتراح عدة نظريات وفرضيات لتفسير النمو الاقتصادي، وقد ترجمت في عدد كبير من الدراسات التجريبية. وتعد العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي مهمة جدا بالنسبة للعديد من القضايا الاقتصادية ؛ فالدول التي تعاني من حالة ركود، تقوم فيها السلطات الحكومية بتحفيز اقتصاداتها من خلال تدابير مالية إضافية، كما أن هذه العلاقة تعتبر حاسمة بالنسبة لاستدامة العجز في الميزانية، وبالتالي فإن الكشف عن هذه العلاقة سوف يوفر إطارا نظريا وعمليا يمكن استخدامه لتحقيق أهداف الحكومة فيما يخص الميزانية العامة للدولة. وعليه، فالسؤال المطروح والذي ستتم معالجته في هذا البحث هو : هل توجد علاقة مستقرة طويلة الأجل بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في الجزائر في ظل التوجهات الحالية للسياسة المالية التوسعية، وإن وجدت فما هو اتجاه العلاقة السببية ؟

للإجابة على هذا السؤال، سيتم تنظيم هذه الورقة على النحو التالي : القسم الأول يعرض بعض الدراسات التجريبية السابقة ؛ القسم الثاني نستعرض فيه الاطار النظري للعلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي ؛ القسم الثالث نجري فيه تحليلا إحصائيا واقتصاديا لمتغيرات الدراسة ؛ القسم الرابع نقوم فيه بالتحليل القياسي، حيث نختبر استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات إضافة إلى اختباري التكامل المشترك وسببية جرانجر، وأخيرا القسم الخامس الذي نحاول فيه تفسير النتائج المتوصل إليها مع تقديم بعض الاستنتاجات والاقتراحات لمزيد من البحث.

I. . الدراسات التجريبية السابقة :

لقد حظيت العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي باهتمام واضح في الأدب الاقتصادي، ترجمت في عدة دراسات تطبيقية حاولت فحص صلاحية قانون فاجنر، وشملت هذه الدراسات العديد من الدول المتقدمة والنامية، ولكن لم يكن هناك نمطا واضحا على النتائج التجريبية لهذه الدراسات، فهناك مجموعة منها وجدت أدلة داعمة لصحة القانون، حيث تشير نتائجها إلى أن هناك علاقة في المدى الطويل بين النمو الاقتصادي والإنفاق الحكومي، وعلاوة على ذلك هناك سببية تمتد من النمو الاقتصادي نحو الإنفاق الحكومي، ومن هذه الدراسات دراسة **(**ALI OTHMAN, 2002**)** ؛ دراسة **(**A F. AL-FAIRS, 2002**)** ودراسة EU **(**CHYE TAN, 2003**)**. وهناك مجموعة أخرى من الدراسات التجريبية التي لا تدعم قانون فاجنر وبالمقابل تتوافق مع النظرية الكينزية، حيث وجدت علاقة تمتد من الإنفاق الحكومي

إلى النمو الاقتصادي مثل دراسة (MWAFAQ M. DANDAN, 2011) ، وأحيانا دراسات لم تجد أي علاقة بين المتغيرين، ومنها دراسة (CHIUNG- JU HUANG, 2006) ؛ دراسة (SINHA DIPENDRA, 2007). وهناك فرعا آخرا من الدراسات توصل إلى نتائج متباينة في العلاقة بين الإنفاق والنمو. هذه الدراسات استخدمت بيانات من مختلف الدول ووجدت علاقة إيجابية بالنسبة للبعض منهم، ونتائج سلبية بالنسبة للبعض الآخر. أخيرا، هناك عددا من الدراسات التي اختبرت قانون فاجنر ضد الفرضية الكينزية، كما أن هناك بعض الدراسات مثل دراسة (LIU, L.C., HSU, C.E. & YOUNIS, 2008) ؛ دراسة (KATRAKILIDIS& TSALIKI,2009) ودراسة (SAMUDRAM, M., NAIR, M. & VAITHILINGAM, S, 2009) التي وجدت أدلة على وجود سببية ثنائية الاتجاه بين النمو الاقتصادي والإنفاق الحكومي، وبالتالي فهذه الدراسات تدعم كلا من فرضية فاجنر وكينز. وهناك أيضا بعض الدراسات، كدراسة (AFXENTIOU, P.C. & SERLETIS, A, 1996) التي لم تجد أي علاقة سببية بين النمو الاقتصادي والإنفاق الحكومي، وتشير إلى أن كلا الفرضيتين غير صحيحتين.

بصفة عامة، فإن النتائج لهذه العلاقات السببية تختلف من دولة إلى أخرى، فبعض الباحثين يؤكدون على أن الإنفاق الحكومي لا يؤدي إلى النمو الاقتصادي، في حين أن البعض الآخر يرى وجهة نظر مختلفة بحجة أن التنمية الاقتصادية تتحقق عن طريق التوسع في الإنفاق الحكومي. ونستطيع القول بأن هناك جدلية في نوع العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي. ومع ذلك، فهذه الدراسات تتم باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الخاصة بدولة معينة. وبالتالي فالنتائج المتضاربة ليست مفاجئة، وذلك نظرا لطبيعة المناخ السياسي والنظام الاقتصادي للدولة التي تشملها الدراسة. بالإضافة إلى ذلك، عندما تكون الدراسة تستخدم بيانات السلاسل الزمنية لفترة قصيرة بالنسبة لدولة معينة، أو عندما يكون هناك قصورا ناتجا من صغر حجم العينة إذا كانت الدراسة تستخدم بيانات مقطعية، كل هذا قد ينتج عنه نتيجة زائفة.

ومع ذلك فمن الضروري مواصلة التعرف على العلاقة السببية بين النمو الاقتصادي والإنفاق الحكومي. وهذه الدراسة في اعتقادنا قد تكون محاولة لاختبار صحة قانون فاجنر في الاقتصاد الجزائري، في ظل الاعتقاد السائد بأن يؤدي الإنفاق الحكومي دورا رئيسيا في النشاط

الاقتصادي، لاسيما وأن اقتصادنا يملك قطاع المحروقات الذي يؤثر بدوره على الاقتصاد الوطني من خلال متغير الإنفاق.

II. الاطار النظري للعلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي :

إن تغير دور الدولة في الحياة الاقتصادية وتحولها من الدول الحارسة إلى الدولة المتدخلة أدى إلى توسع مهامها، وبالتالي زيادة نفقاتها الحكومية. ويعتبر الإنفاق الحكومي أحد أدوات السياسة المالية المعتمدة من قبل الدولة. وتشير الأدبيات الاقتصادية إلى وجود علاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي، إلا أن هذه العلاقة يسودها الكثير من الجدل. وهناك مدرستين رئيستين تمثل أفكارها الخلفية النظرية لهذا الجدل :

1) قانون فانجر :

إن البداية لمناقشة العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي تعود بنا إلى أدولف فاجنر Wagner الاقتصادي الألماني والذي حدد ما يعرف في الأدبيات بقانون فاجنر، والذي ينص على أن مستوى الإنفاق الحكومي يتناسب طرديا مع زيادة النمو الاقتصادي، إذ يعد الإنفاق الحكومي متغير داخلي ودالة في النمو الاقتصادي، وقد أدت طبيعة هذا القانون إلى تطوير عدة نماذج. وفي هذا البحث سوف نعتمد على الصيغة الأكثر استخداما وهي الصيغة التالية :

$$G/GDP=F(Y/N)$$

حيث : G/GDP : نسبة الإنفاق الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي و Y/N : متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي.

ووفقا لقانون فانجر فإن السببية تتجه من الناتج المحلي الإجمالي إلى الإنفاق الحكومي، فالزيادة في معدلات النمو الاقتصادي تؤدي حتما إلى اتساع نشاط الدولة، ومن ثم زيادة الإنفاق الحكومي بنسبة أكبر من نسبة زيادة متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، حيث يؤدي النمو الاقتصادي إلى زيادة الطلب الكلي الذي يؤدي بدوره إلى زيادة الحاجة إلى زيادة الإنفاق الحكومي، وإلى زيادة الموارد المتاحة للقطاع الحكومي، لتمويل هذه الزيادة في الإنفاق عن طريق الموارد الإضافية الناتجة من النمو الاقتصادي. وحسب فانجر يزداد الإنفاق الحكومي كما ويتعدد نوعا بمعدل أكبر من معدل الزيادة في النمو الاقتصادي، ومن معدل زيادة السكان، ويفسر تلك الزيادة بسنة التطور ؛ فالدولة تنمو وتتطور وتزداد إلتزاماتها مع اتساع دائرة

تدخلها لخدمة الأفراد، ومن ثم فإن نفقاتها تزداد تبعا لذلك. ووفقا لقانون فانجر، فإن هناك ثلاثة أسباب تعمل على زيادة دور الحكومة في النشاط الاقتصادي (منير الحمش، 2008) :

– عامل التصنيع والتحديث، مما يستوجب قيام السلطة بهذه الأعمال، ويستدعي ذلك زيادة الإنفاق العام على المجالات التي تضمن فرض العقود والاتفاقات وحفظ الأمن والعدل وحكم القانون ؛

– عامل النمو في الدخل الحقيقي يؤدي لا محالة إلى التوسع النسبي في الإنفاق الرفاهي والثقافي والتعليم ؛

– عامل التطور الاقتصادي والتغيرات السريعة في التقانة يتطلب أن تسيطر الحكومة على إدارة الاحتكارات الطبيعية، وذلك من أجل زيادة كفاءة الأداء الاقتصادي، وكذلك لتوفير الاستثمارات اللازمة في بعض القطاعات التي يحجم عنها القطاع الخاص.

2) الفرضية الكينزية :

تعطي النظرية الكينزية أهمية بالغة للإنفاق الحكومي كأحد مكونات الطلب الكلي الفعال وأحد أدوات السياسة المالية، وكان الهدف الرئيسي من ذلك هو زيادة الطلب الفعال كشرط ضروري لتحقيق معدلات نمو مثالية في الأجل الطويل، ويتم ذلك من خلال آلية المضاعف الذي يوضح أثر الإنفاق الحكومي على زيادة الدخل القومي. لهذا فالتوجه الكينزي يفترض أن سببية العلاقة تمتد من الإنفاق الحكومي إلى الدخل القومي. وبالتالي يعامل الإنفاق الحكومي كمتغير خارجي، ويمكننا عرض الإطار المفاهيمي للفرضية الكينزية من خلال نموذج ذو أربعة قطاعات اقتصادية، الذي يعرض شرط التوازن عندما العرض الكلي يساوي الطلب الكلي كالتالي : $Y=C+I+G+X-M$

حيث : C : الاستهلاك الخاص ؛ I : الاستثمار ؛ G : الإنفاق الحكومي و X-M : صافي الصادرات. ومن الواضح أن G من شأنها أن تتسبب في ارتفاع الدخل المعتمد على آلية عمل المضاعف.

III. . <u>التحليل الإحصائي والاقتصادي لمتغيرات الدراسة :</u>

1)التحليل الإحصائي والاقتصادي لسلسلة الإنفاق الحكومي (G/GDP) :

أ) التحليل الإحصائي :

إن الخطوة الأولى في عملية تحليل السلسلة الزمنية هو رسم مشاهداتها لمعرفة الاتجاه

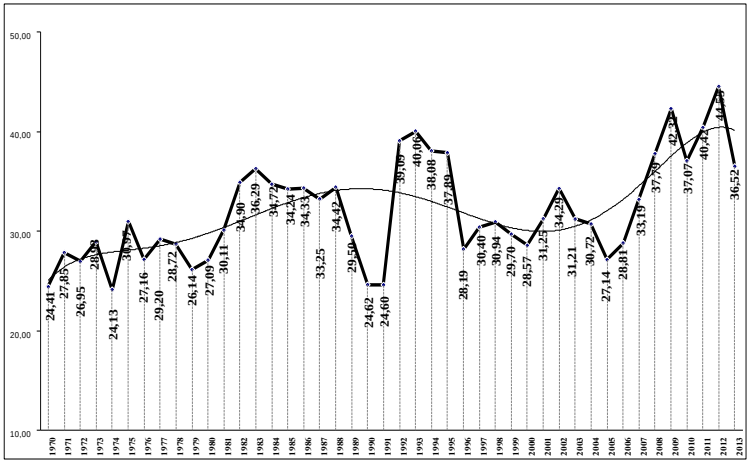
العام لها، ويمثل الشكل (1) السلسلة الزمنية للإنفاق الحكومي (% من إجمالي الناتج المحلي). ويتبين من قيم المتغيرة (G/GDP) أن الإنفاق الحكومي خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة 24,13% مُسجَّلة سنة 1974 وأعلى قيمة 44,55% مُسجَّلة سنة 2012، بمتوسط بلغ 32,06% وبانحراف معياري 5,11%، وبالتالي فإن درجة التقلب 15,93% التي تؤشر على تذبذب بسيط في قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة أدناه تطور الإنفاق الحكومي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة السادسة :

$$G/GDP = -4E\text{-}07t^6 + 5E\text{-}05t^5 - 0{,}0025t^4 + 0{,}0533t^3 - 0{,}5244t^2 + 2{,}5525t + 22{,}995$$
$$R^2 = 0{,}4969$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل الآتي، بأن هناك اتجاها متذبذبا ويؤول إلى التزايد لحركة (G/GDP)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الخامسة كما يلي :

$$-2{,}4E\text{-}06t^5 + 2{,}5E\text{-}04t^4 - 0{,}0100t^3 + 0{,}1599t^2 - 1{,}0488t + 2{,}5525$$

الشكل (1): تطور معدل الإنفاق الحكومي في الاقتصاد الجزائري للفترة (1970.2013) وكثير الحدود الممهد له



المصدر : إعداد الباحث اعتمادا على بيانات :

. الديوان الوطني للإحصائيات، حوصلة إحصائية 1962.2011، المالية العامة، ص212، على الخط،
http://www.ons.dz/IMG/pdf/CH12-FINANCES_PUBLIQUES_Arabe.pdf
-ministère des finances, Solde global du Trésor; en ligne;
http://www.mf.gov.dz/article/48/Zoom-sur-les-Chiffres-/143/Solde-global-du-Tr%C3%A9sor.html

. بيانات البنك الدولي، على الخط، http://data.worldbank.org/country/algeria

ب) التحليل الاقتصادي :

تشير البيانات الإحصائية المتوفرة إلى تزايد مستمر في حجم الإنفاق الحكومي وارتفاع معدلاته خلال الفترة المعنية بالدراسة، ويرجع ذلك إلى أسباب وعوامل عديدة ظاهرية وحقيقية. فأما الأسباب الظاهرية فتتمثل بصورة رئيسية في تدهور قيمة النقود ؛ تعديل وتغيير أساليب وكيفيات وضع الميزانيات، وازدياد عدد السكان أو اتساع إقليم الدولة، أما الأسباب الحقيقية فتعزى إلى أسباب سياسية واقتصادية وإدارية ومالية (محمد الصغير بعلي، 2003، ص ص47-45). وهذا المسار التصاعدي في حجم الإنفاق الحكومي لا يغدو أن يكون مطلقا، إذ قد يبقى ثابتا أو ينخفض في بعض السنوات، ويمكن لمؤشر نسبة النفقات الحكومية إلى الناتج المحلي الإجمالي أن يعبر عن الدلالة الاقتصادية بشكل أدق. و"يعبر هذا المؤشر عن درجة تدخل الدولة في النشاط الاقتصادي والاجتماعي، فكلما ارتفعت قيمته دلت على زيادة تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية والاجتماعية، وبالتالي زيادة مسؤوليتها في هذا المجال"(سعيد علي العبيدي، 2011، ص ص102-104). وإنه من المفيد للدولة معرفة النتائج المترتبة عن النفقات العامة، وليس تحديد حجمها فقط، رغم أن هناك من يعتقد أن نسبة الإنفاق العام من الناتج المحلي الخام يجب ألا تخرج من المجال 5%- 25% (عبد المجيد قدي، 2005، ص183).

من الشكل السابق يتبين أن الجزائر قد شهدت نموا في الإنفاق الحكومي في فترة السبعينات وبداية الثمانينات (1970-1985)، وذلك بوضع أولويات النمو، منها تخصيص جزء هام من الدخل الوطني لأجل الاستثمارات، وكذا استفادة القطاع الصناعي بالدرجة الأولى بهذه الاستثمارات، ويظهر ذلك من خلال مخططات التنمية، ومنها ارتفاع حجم الاستثمارات من 26,4% في الفترة (1967-1969) وهي فترة المخطط الثلاثي إلى 44,6% في الفترة (1980-1984) وهي فترة المخطط الخماسي الأول. وعندما انهارت أسعار المحروقات في الأسواق العالمية منذ حلول 1986 بدأت الاستثمارات في التراجع (مدني بن شهرة، 2009، ص194). كما استمرت على هذا الحال حتى في فترة التسعينات التي عرفت تقلبات أيضا، نتجت عن عدة عوامل اقتصادية، منها عدم الاستقرار الاقتصادي واختلال التوازنات الداخلية والخارجية واشتداد أزمة المديونية الخارجية. ففي أعقاب أزمة 1988 اتجهت الجزائر نحو الانفتاح الاقتصادي، بالإضافة إلى تبنيها برنامجين مع صندوق النقد الدولي سنة 1989 و

1991، وهما اللذان ينطويان على إجراء تعديلات في الاقتصاد الوطني، حيث تم خفض الإنفاق الحكومي بشكل واضح، وبهذا هبط من معدل 34,42% سنة 1988 إلى 29,5% في 1989 ثم إلى 24,62% سنة 1990، ليستقر عند معدل 24,60% سنة 1991. أما بداية من سنة 1992 اتبعت الحكومة سياسة مالية توسعية بزيادة الإنفاق الحكومي في مجال الاستثمار، ودعم السلع الاستهلاكية الأساسية، إضافة إلى بداية عملية التطهير المالي للمؤسسات العمومية، حيث خصصت الدولة لهذه العملية مبالغ ضخمة. وفي سنة 1993 عرفت النفقات العامة نموا كذلك نتيجة ارتفاع الأجور والتحويلات الموجهة في إطار الشبكة الاجتماعية لحماية ذوي الدخل الضعيف، ولا ننسى خدمة المديونية الخارجية التي عرفت أكبر نسبة لها من حجم الصادرات ببلوغها 82,2%. ونتيجة لزيادة الإنفاق الحكومي وانحرافه عن الإيرادات العامة بشكل خرج عن الرقابة، كان من الضروري القيام بإجراءات لتقليص العجز، وهو ما حرصت الجزائر على مواجهته في إطار برنامج الإصلاح الاقتصادي ابتداء من سنة 1994 وإلى غاية سنة 1998، حيث اتبعت الحكومة سياسة مالية انكماشية ناجحة من خلال محاولتها ترشيد النفقات العامة، وخاصة نفقات الدعم الاجتماعي، وهكذا انخفض معدل الإنفاق الحكومي من 40,06% سنة 1993 إلى 28,57% سنة 2000.

وما ميز الفترة (2001-2013) هو التوسع الكبير في الإنفاق الحكومي، مع الانخراط في سياسة المشاريع الكبرى التي اعتمدتها الحكومة، والتي مست عديد القطاعات كالسكن ؛ البناءات القاعدية ؛ النقل ؛ هياكل التعليم وغيرها. حيث يظهر جليا أن الحكومة تطبق المقاربة الكينزية عن طريق الطلب المتنامي، لتحقيق أهدافها التنموية من خلال سياسة الميزانية، وقد تجسد الإنفاق الحكومي في عدة مخططات تنموية لفترات خماسية تمثلت في برنامج توطيد النمو الاقتصادي (2010-2014) الذي يعتبر أكبر برنامج تنموي تعرفه البلاد منذ الاستقلال إلى اليوم، وذلك لضخامة ميزانيته التي بلغت 286 مليار دولار. وتأتي هذه الميزانية تدعيما لميزانية البرنامج التكميلي لدعم النمو (2005–2009) الذي رُصد له أزيد من 200 مليار دولار، وبرنامج دعم الإنعاش الاقتصادي (2001–2004) الذي استفاد بأكثر من 7 مليار دولار (مجلس الأمة، 2010، ص4). وجدير بالذكر أن النفقات العمومية قاربت 18000 مليار دج، بما يعادل أكثر من 300 مليار دولار خلال العشرية (1999-2009) (Le gouvernement Algérien, 2010, P13) فقط، والفضل دائما يعود لارتفاع أسعار النفط التي سجلت مستويات

قياسية، وما جره من استعادة للتوازنات الداخلية والخارجية والتحكم في المديونية الخارجية التي تقلصت بشكل كبير.

2) التحليل الإحصائي والاقتصادي لسلسلة نصيب الفرد من الناتج المحلي الحقيقي (Y/N)

أ) التحليل الإحصائي :

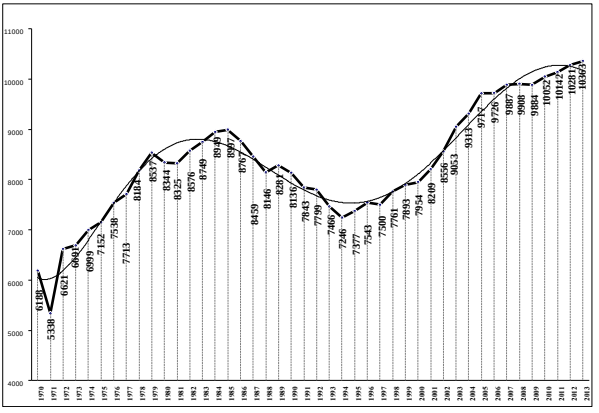
يتبين من قيم المتغيرة (Y/N) أن نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي خلال فترة الدراسة كان محصورا بين أقل قيمة 5338 دج مُسجَّلة سنة 1971 وأعلى قيمة 10363 دج مُسجَّلة سنة 2013، بمتوسط بلغ 8322 دج وبانحراف معياري 1151 دج، وبالتالي فإن درجة التقلب 13,81% التي تؤشر على تذبذب بسيط في قيم هذه المتغيرة. تبين المعادلة أدناه، تطور نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي كمتغير تابع لمتغير الزمن، حيث يمكن التعبير عنه بكثير حدود من الدرجة السادسة :

$$Y/N = 6E\text{-}05t^6 - 0{,}0092t^5 + 0{,}5462t^4 - 14{,}51t^3 + 160{,}79t^2 - 405{,}57t + 6306{,}5$$
$$R^2 = 0{,}9647$$

وتفيد هذه البيانات من خلال المعادلة المقدرة وكما يبينه الشكل أدناه، بأن هناك اتجاها متذبذبا ويؤول إلى التزايد لحركة (Y/N)، حيث أن ميل الاتجاه يكون بمقدار مرتبط بعنصر الزمن في شكل كثير حدود من الدرجة الخامسة كما يلي :

$$3{,}6E\text{-}04t^5 - 0{,}0046t^4 + 2{,}1848t^3 - 43{,}53t^2 + 321{,}58t - 405{,}57$$

الشكل (2) : تطور نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970.2013) وكثير الحدود الممهد له



المصدر : إعداد الباحث اعتمادا على بيانات البنك الدولي، على الخط، http://data.albankaldawli.org/country/algeria

ب) التحيل الاقتصادي :

يتبين أن متوسط نصيب الفرد من الناتج الداخلي الحقيقي قد مر بثلاثة فترات متباينة :

- **الفترة (1970-1985) :**

شهد نصيب الفرد السنوي من الناتج الداخلي الحقيقي في هذه الفترة نموا متواصلا، حيث بلغ متوسط الفترة نحو 7681 دينارا للفرد. ويمكن تفسير ذلك بالنمو المعتبر الذي عرفه الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، نتيجة للنمو الكبير الذي تحقق في الاستثمارات العمومية الضخمة إبان فترة السبعينات وبداية الثمانينات، وهذا بالرغم من النمو السكاني المرتفع (الذي لم يقل عن معدل 3% خلال هذه الفترة)، والذي كان يضغط باستمرار على متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

وترجع حقيقة ارتفاع معدلات النمو الاقتصادي التي تحققت خلال الفترة (1970-1979) إلى انطلاق عملية التنمية وارتفاع معدل الاستثمار المحلي الذي بلغ نحو 41,61% سنويا من إجمالي الناتج الداخلي الخام كمتوسط سنوي خلال هذه الفترة، وبلغ ذروته في عام 1978 بنحو 52,1%، ونتج عن هذا الجهد في مجال الاستثمار معدل نمو سنوي لإجمالي الناتج الداخلي قدره 7,19% و 6,55% على التوالي خلال الخطة الرباعية الأولى (1970-1973) والثانية (1974-1977). وفي عام 1978 وبعد دخول عدد كبير من الوحدات الصناعية إلى مرحلة الإنتاج زاد معدل النمو بمعدل 9,21% و7,48% بالنسبة لعام 1979. كما أن ارتفاع معدلات النمو خلال هذا العقد مرده إلى خطط التصنيع التي تزامنت مع سنوات الطفرة النفطية، وتوفر شروط الاقتراض الميسرة في السوق الدولية، كما تهيأت للجزائر الفرصة لجذب المزيد من تدفقات الاستثمار الأجنبي التي بلغت نحو 117,65 مليون دولار كمتوسط سنوي للفترة (1970-1979). وتشير المعطيات المتوفرة إلى أن إجمالي الناتج الداخلي قد واصل نموه في عام 1980، ولكن بنسبة ضعيفة بلغت حوالي 0,8%، ويعود سر هذا الارتخاء في معدل النمو الاقتصادي إلى ارتفاع نسبة المكون الأجنبي للاستثمار في هذه السنة، حيث بلغت 93%، ويعود ارتفاع هذه النسبة إلى تخلف أو انعدام قاعدة صناعية لوسائل الإنتاج المنتجة، مما أدى إلى الاعتماد على الخارج في هذا المجال. وإن الضغط الذي مارسته مدفوعات خدمة الدين الخارجي على النقد الأجنبي المتاح لتمويل الواردات الاستثمارية، أدى إلى تخفيض معدلات الاستثمار الوطني، ومنه معدل النمو الاقتصادي (حشماوي محمد، 2006، ص62)،

وقد تميزت الفترة (1981-1985) بمعدلات نمو مقبولة نسبيا، حيث بلغ متوسط الفترة 4,82%، مع متوسط معدل الاستثمار 36%.

•الفترة (1986-1994) :

شهد فيها نصيب الفرد السنوي من الناتج الداخلي الحقيقي انخفاضا متواصلا منذ بداية الصدمة النفطية، وإلى غاية اشتداد الأزمة المالية للجزائر في بداية التسعينات. وقد بلغ متوسط الفترة نحو 8016 دينارا للفرد. وهذا رغم انخفاض معدل النمو السكاني في هذه الفترة الذي سجل متوسط 2,58% بعدما كان 3,36% خلال الفترة (1971-1985). ويمكن تفسير ذلك بداية بحالة الانكماش والركود الاقتصادي الذي ميز الفترة (1986-1988)، حيث انخفض مستوى الاستهلاك العائلي بنسبة 1,53% سنة 1987، مع انخفاض الاستثمار إلى مستويات 33,5% ؛ 30% و28,2% خلال السنوات 1986 ؛ 1987 و 1988 على الترتيب، وهبوط الواردات بنسبة 14,5% سنة 1986 ثم هبوطها بنسبة 21,4% سنة 1987. أضف إلى ذلك هبوط في الصادرات بنسبة 43,6% في 1986، نتيجة الانخفاض المفاجئ للإيرادات البترولية بسبب انخفاض أسعار البترول العالمية التي وصلت إلى 13 دولار للبرميل بعدما كانت 27 دولارا في 1985. هذا أدى إلى ندرة في الموارد المالية وهبوط في معدل النمو الاقتصادي إلى 0,4% ؛ (-0,7%) و(-1%) خلال السنوات 1986 ؛ 1987 و1988، بعدما كان 3,7% في سنة 1985، وهو ما كان له بالغ الأثر على الانخفاض المتواصل في نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي.

وقد واصل ميل نصيب الفرد من الناتج الداخلي الحقيقي أخذ الإشارة السالبة إلى غاية سنة 1994، باستثناء سنة 1989، وهذا راجع إلى المعدلات السالبة التي ميزت النمو الاقتصادي، والتي سجلت متوسط (- 0,32%) خلال الفترة (1990-1994)، كنتيجة لمخلفات الأزمة التي عصفت بالاقتصاد الجزائري سنة 1986. كما أن هذه الفترة شهدت انتقال الاقتصاد الجزائري إلى اقتصاد السوق عن طريق الصدمة. إن معدلات النمو السلبية هذه ؛ تعكس في حقيقة الأمر كذلك، مدى التخلف الذي عرفته وتيرة الإنتاج، والذي يرجع إلى قلة التمويل بوسائل الإنتاج من مواد أولية، جراء انخفاض أسعار البترول، بالإضافة إلى تفاقم الأزمة الاجتماعية والأمنية في الجزائر.

•الفترة (1995.2013) :

بداية من سنة 1995 وإلى غاية نهاية فترة الدراسة، تمكن نصيب الفرد السنوي من الناتج المحلي الحقيقي من العودة إلى النمو الإيجابي والمتواصل بعد سلسلة المعدلات السلبية، وقد بلغ متوسط الفترة نحو 9006 دينارا للفرد. ويمكن إرجاع ذلك إلى النمو المتسارع الذي سجله الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، الذي قفز من 216,25 مليار دج سنة 1995 إلى 406,32 مليار دج سنة 2013 وصلها بشكل تدريجي، ويمكن إرجاع ذلك إلى عدة عوامل، منها بلا شك احتواء الركود الاقتصادي خاصة في الفترة (1995-1998) والتي سجل فيها معدل النمو الاقتصادي النسبة 3,52% كمتوسط، وهي الفترة التي استغرقها برنامج التعديل الهيكلي، إضافة إلى الاستثمارات العمومية الضخمة التي خصصتها الدولة لدفع عجلة النمو الاقتصادي خاصة منذ حلول سنة 2001، والتي تجسدت في مخططات تنموية لفترات خماسية (برنامج الإنعاش الاقتصادي (2001-2004) ؛ البرنامج التكميلي لدعم النمو (2005 -2009) وبرنامج توطيد النمو الاقتصادي (2010-2014). وقد لعبت العوامل الخارجية دورا أساسيا في ذلك، ويأتي في مقدمتها ارتفاع أسعار المحروقات، هذه الأخيرة التي لاتزال تعتبر أحد المكونات الرئيسية للناتج المحلي الخام في الجزائر بنسبة تفوق 40% (محمد مسعي، 2012، ص152). وقد ترافق ذلك مع الانخفاض المحسوس في معدلات النمو السكاني مقارنة بفترة السبعينات، حيث بلغ متوسط هذه الفترة 1,71%، وهو ما أدى إلى أن يقفز نصيب الفرد السنوي من 7377 دج سنة 1995 إلى 10363 دج سنة 2013.

. التحليل القياسي :

1)الطريقة المستخدمة :

لغرض دراسة العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي، سنستخدم بيانات سنوية تخص الاقتصاد الوطني، وذلك عن الفترة (1970-2013). وتماشيا مع التوجهات الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية، والتي كان لها الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، فإننا سنقوم باستخدام طريقة أنجل وجرانجر Engle et (1987) Granger لتحليل التكامل المشترك. إضافة إلى منهجية السببية لـ Granger. وإن طريقة تحليل التكامل المشترك التي سنستخدمها، تركز على الحالات التي تكون فيها متغيرات السلاسل الزمنية الأساسية متكاملة من نفس الدرجة وهي الدرجة الأولى.

2)نموذج الدراسة :

لأغراض هذه الدراسة سنستخدم نموذج انحدار خطي لتحديد طبيعة العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي على النحو التالي :$G/GDP_t = \alpha + \beta.Y/N_t + \varepsilon_t$.....(*)

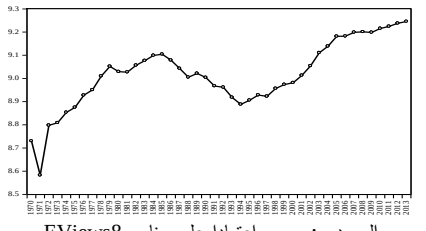
حيث G/GDP_t : الإنفاق الحكومي كنسبة من الناتج الداخلي الخام و Y/N_t متوسط نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي الحقيقي. لكن نتيجة لعدم تجانس بيانات السلسلتين الزمنيتين، حيث أن سلسلة الإنفاق الحكومي G/GDP عبارة عن نسب مئوية أما سلسلة نصيب الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي Y/N فهي مقدرة بالدينار، فإننا سوف نتعامل مع اللوغاريتم النيبري لهذه السلاسل، وبالتالي فإن السلاسل الجديدة التي ستشملها الدراسة هي: Ln G/GDP و Ln Y/N. وعليه، سنأخذ بعين الاعتبار النموذج الجديد التالي :

$LNG/GDP_t = \alpha + \beta.LNY/N_t + \varepsilon_t$.....(*)

3)اختبارات الاستقرارية :

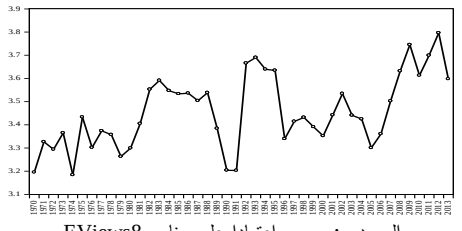
غالبا ما تتميز السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الإقتصادية الكلية بعدم الإستقرار, وذلك لأن معظمها يتغير وينمو مع الزمن، مما يجعل من متوسطها وتباينها غير مستقرين ومرتبطين بالزمن, لذلك من الضروري إختبار استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة درجة تكاملها. ويهدف اختبار الإستقرارية إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من متغيري الدراسة، والتأكد من مدى سكونهما، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. ومن خلال الشكلين (3) و(4) التاليين، يتراءى لنا أن كلا من السلسلتين الزمنيتين (LNG/GDP) و (LNY/N) غير مستقرتين، ذلك أن "السلسلة تكون مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن" (MELARD Guy, 1990, P282). ولتأكيد ذلك أو نفيه، يتطلب الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة.

الشكل (3) : تطور نصيب الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي خلال الفترة (1970.2013) في صيغته اللوغاريتمية



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج EViews8

الشكل (4) : تطور الإنفاق الحكومي (% من الناتج) خلال الفترة (1970.2013) في صيغته اللوغاريتمية



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج EViews8

ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سوف نعتمد في هذه الدراسة على اختبارين، وهما : اختبار ديكي . فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) واختبار فيليب . بيرون (Phillips Perron)، لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة. ويعتمد اختبار ADF في دراسة استقرارية السلسلة X_t على تقدير النماذج التالية بطريقة المربعات الصغرى (Régis Bourbonnais, 2012, P164) :

$$\text{mod}[1]: \quad \Delta x_t = \rho.x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[2]: \quad \Delta x_t = \rho.x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{mod}[3]: \quad \Delta x_t = \rho.x_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث النموذج الثاني يختلف عن الأول في احتوائه على حد ثابت، والنموذج الثالث يختلف عن الأول والثاني في احتوائه على حد ثابت ومتغير اتجاه زمني. ولتحديد طول الفجوات الزمنية P المناسبة يتم عادة استخدام أقل قيمة لمعياري AIC و SC. وبعد حساب الفروق الأولى $(\Delta x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2})$ والفروق الثانية $(\Delta x_{t-2} = x_{t-2} - x_{t-3})$ وتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى، يتم اختبار الفرضيتين : $H_0 : \phi = 1$ ضد الفرضية $H_1 : |\phi| < 1$. فإذا كانت فرضية العدم مقبولة، فهذا يعني وجود جذر وحدوي، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة. أما بالنسبة لاختبار فيليب . بيرون فيعتمد تقديره على نفس نماذج ديكي . فوللر DF، إلا أنه يختلف عن اختبار DF في أنه يأخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس (Les erreurs heteroscedastiques)، وذلك عن طريق عملية تصحيح غير معلمية لإحصاءات ديكي . فوللر، وقبل هذا يتعين تحديد عدد فترات الإبطاء l المحسوبة بدلالة عدد المشاهدات(Régis Bourbonnais, 2012, P166) :

$$l \approx 4(n/100)^{2/9}$$

ومن المعلوم أن اختبار ADF قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي Autoregressive AR، بينما اختبار PP قائم على افتراض أكثر عمومية، وهي أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية Autoregressive Integrated Moving Average ARIMA، ولذا فإن اختبار PP له قدرة اختبارية أفضل، وهو أدق من اختبار ADF لاسيما عندما يكون حجم العينة صغيرا، وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن

الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار PP (عابد العبدلي، 2007، ص20). يُجرى هذا الاختبار في أربعة مراحل (محمد شيخي، 2012، ص212) :

1. التقدير بواسطة OLS للنماذج الثلاثة القاعدية لاختبار ديكي . فوللر مع حساب الإحصائيات المرافقة ؛
2. تقدير التباين قصير المدى : $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t^2$ ، حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي ؛
3. تقدير المعامل المصحح s_1^2 المسمى التباين طويل المدى والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة، حيث :

$$s_1^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1-\frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{T}\sum_{t=i+1}^{T}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-i}$$

4. حساب إحصائية فيليب . بيرون : $t_{\hat{\phi}}^{*} = \sqrt{k}\times\frac{(\hat{\phi}-1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}} + \frac{T(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\sqrt{k}}$ مع $k = \hat{\sigma}^2/s_1^2$

والذي يساوي 1 في الحالة التقاربية عندما تكون $\hat{\varepsilon}_t$ تشويشا أبيضا. هذه الإحصائية تقارن مع القيمة الحرجة لـ Mackinnon.

وفيما يلي النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها من جراء تطبيق الاختبارين السابقين :

الجدول (1): نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية الأصلية (في المستوى)

	نوع الاختبار	نوع النموذج	LnGGDP القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال الحرج	LnYN القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال الحرج
السلسلة الأصلية	اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	0.336547 (-1.948686) 0.7780	2.763640 (-1.948886) 0.9982
		(2)	-2.911066 (-2.933158) 0.0525	-3.293768 (-2.933158) 0.0215
		(3)	-3.583418 (-3.520787) 0.0435	-4.450611 (-3.540328) 0.0058
	اختبار فيليب بيرون (PP) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	0.484683 (-1.948686) 0.8158	1.703477 (-1.948686) 0.9769
		(2)	-3.189513 (-2.931404) 0.0275	-1.442100 (-2.931404) 0.5529
		(3)	-3.676899 (-3.518090) 0.0349	-1.795076 (-3.518090) 0.6897

المصدر : إعداد الباحث، بناء على مخرجات برنامج EViews8.

مـن خـلال نتـائج الاختبـارات السـابقة، يتضـح أن القـيم المحسـوبة بالنسـبة للسلسـة LNGGDP أقل تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon خاصة بالنسبة للنموذج (1) والنموذج (2) في اختبار ADF والنموذج (1) في اختبار PP. وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأكبر من 5%، وهذا يقود إلى أن السلسلة غير مستقرة، وتحتوي على جذر وحدوي. لكن النموذج (3) في اختبار ADF والنموذج (2) و(3) في اختبار PP يبين أن القيم المحسوبة أكبر تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%، وهو ما يقود إلى أن السلسلة مستقرة. وللفصل في ذلك يتعين الأخذ بعين الاعتبار مبدأ الاختبارات الإحصائية، هذا الأخير ينص على أنه إذا كان في إحدى النماذج الثلاثة جذر وحدوي، فهذا دليل على أن السلسلة تحتوي على جذر وحدوي ومنه فهي غير مستقرة (Régis Bourbonnais, 2012, P159). ومنه نستطيع التأكيد على أن السلسة LNGGDP غير مستقرة. ونفس القول ينطبق على السلسة LNYN، فهي الأخرى غير مستقرة. الآن نطبق الاختبارين السابقين عند الفروق من الدرجة الأولى للسلسلتين المعنيتين. الجدول التالي يكشف النتائج الإحصائية التي تم الحصول عليها.

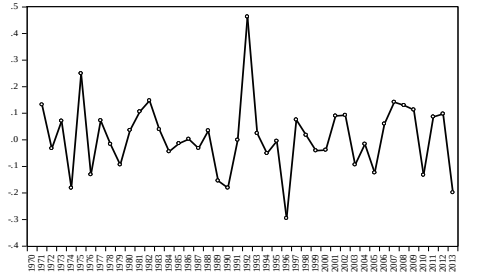
الجدول (2) : نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية المحولة (الفروق من الدرجة الأولى)

	نوع الاختبار	نوع النموذج	DLnGGDP القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال الحرج	DLnYN القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال الحرج
السلسلة المحولة	اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	-5.860968 (-1.949856) 0.0000	-6.728645 (-1.949319) 0.0000
		(2)	-5.776177 (-2.941145) 0.0000	-6.657721 (-2.936942) 0.0000
		(3)	-5.688516 (-3.533083) 0.0002	-6.607988 (-3.526609) 0.0000
	اختبار فيليب بيرون (PP) H_0 : يوجد جذر وحدة	(1)	-13.39732 (-1.949097) 0.0000	-25.88261 (-1.949097) 0.0000
		(2)	-13.20411 (-2.935001) 0.0000	-25.99665 (-2.935001) 0.0001
		(3)	-12.98467 (-3.523623) 0.0000	-26.97603 (-3.523623) 0.0000

المصدر : إعداد الباحث، بناء على مخرجات برنامج EViews8.

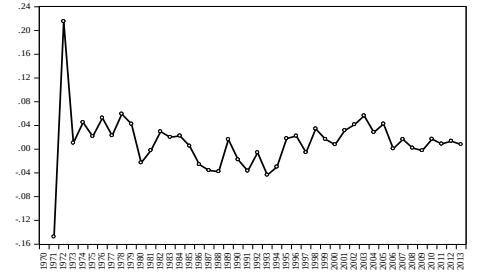
نلاحظ أن السلسلتان المحولتان عن طريق الفروق من الدرجة الأولى مستقرتان، وذلك باعتبار أن القيم المحسوبة أكبر تماما من القيم الحرجة لـ Mackinnon، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأصغر من 5%، أي أن (LNGGDP) و (LNYN) متكاملتان من الدرجة الأولى، وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول. وبمشاهدة الشكلين الآتين تتأكد هذه النتيجة، حيث نلاحظ أن السلسلتين تتذبذبان حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن، وهذا يعني أن هناك احتمالا بوجود تكامل مشترك بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي. للتحقق من ذلك، سنستخدم طريقة انجل – جرانجر للتكامل المشترك.

الشكل(5): سلسلة الإنفاق الحكومي بعد أخذ الفروق الأولى



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج EViews8

الشكل(6): سلسلة نصيب الفرد من الناتج بعد أخذ الفروق الأولى



المصدر : مرسوم اعتمادا على برنامج EViews8

4)اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر :

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتضح أن كل متغير على حدة متكامل من الدرجة الأولى، وتركز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة، حيث يشير كل من أنجل وجرانجر إلى إمكانية توليد مزيج خطي يتصف بالسكون من السلاسل الزمنية غير الساكنة. وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي الساكن، فإن هذه السلاسل الزمنية غير الساكنة في هذه الحالة تعتبر متكاملة من نفس الرتبة، وبالتالي فإنه يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار، ولا يكون الانحدار في هذه الحالة زائفا، وتوصف بالعلاقة التوازنية في المدى البعيد. تكوين المزيج الخطي من نموذج الدراسة هو كالآتي :

$$\varepsilon_t = LNG/GDP_t - \alpha - \beta.LNY/N_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (**)$$

وعلينـــا أن نتحقـــق فيمـــا إذا كـــان هـــذا المـــزيج الخطـــي (ε_t) أي أن : $(LNG/GDP_t - \alpha - \beta.LNY/N)_t$ ، والمتولد من متغيرات النموذج، متكامل من الدرجة الصفرية $IN(0)$ ، أي أنه سلسلة زمنية ساكنة. فإذا كان هذا المزيج متكاملا من الدرجة صفر، فإن متغيرات النموذج (LNG/GDP) و (LNY/N) تحقق التكامل المشترك، أي أنهما متكاملين من نفس الدرجة.

إن تحليل التكامل المشترك الذي تم وضعه من قبل جرانجر Granger سنة 1983 وأنجل وجرانجر Engel et Granger سنة 1987 يعتبر عند الكثير من الاقتصاديين كأحد أهم المفاهيم الجديدة في مجال القياس الاقتصادي وكذلك لتحليل السلاسل الزمنية. وتستلزم هذه الطريقة المرور بخطوتين ؛ الأولى تقدير العلاقة المعنية بطريقة المربعات الصغرى العادية حيث نحصل على معادلة انحدار التكامل المشترك، ثم الحصول على بواقي الانحدار المقدرة $(\hat{\varepsilon}_t)$ ، وهي المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة المدى. الثانية اختبار مدى سكون البواقي المتحصل عليها من الخطوة الأولى وفق الآتي :

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \alpha + \delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \ldots\ldots\ldots\ldots(***) \quad , \quad e_t \sim IN(0)$$

فإذا كانت إحصائية (τ) لمعلمة (ε_{t-1}) معنوية فإننا نرفض الفرض العدمي $(\Delta\varepsilon_t \sim I(1))$ بوجود جذر وحدة في البواقي، ونقبل الفرض البديل بسكون البواقي أو $(\Delta\hat{\varepsilon}_t \sim I(0))$ ، وبالتالي نستنتج بأن متغيرات النموذج بالرغم من أنها سلاسل زمنية غير ساكنة، إلا أنها متكاملة من نفس الرتبة، وأن العلاقة المقدرة في الخطوة الأولى هي علاقة صحيحة وغير مضللة. أما إذا كانت البواقي غير ساكنة في المستوى، فإنه لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، وأن العلاقة السابقة مضللة ولا يمكن الركون إليها.

أ) تقدير معادلة انحدار التكامل المشترك :

بتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وإجراء الانحدار بين الإنفاق الحكومي ونصيب الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي، تحصلنا على العلاقة المقدرة التالية :

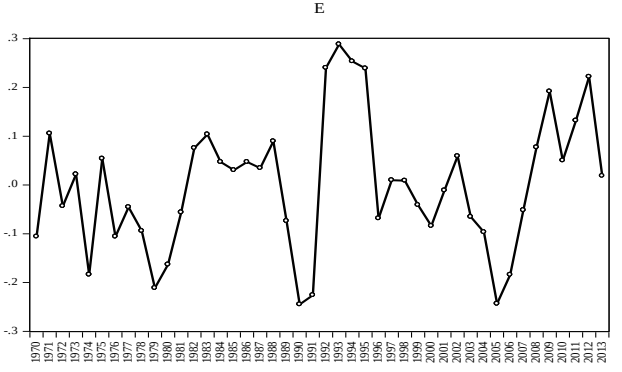
*LNGGDP = -1,409 + 0.539*LNYN*

ويتبين من هذه المعادلة أن معامل نصيب الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي *LNYN* موجب، كما أنه محصور بين الصفر والواحد، وهو يبين أن زيادة نصيب الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي بوحدة واحدة سيؤدي إلى ارتفاع الإنفاق الحكومي *LNGGDP* بـ 53,9%.

ب) دراسة استقرارية سلسلة بواقي التقدير :

الآن نبحث في إمكانية وجود علاقة توازن طويلة الأمد من خلال تطبيق اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات المدروسة، حيث يكون ذلك انطلاقا من بواقي التقدير $\hat{\varepsilon}_t$ ، حيث سنقوم بتقدير المعادلة (***) لاختبار جذر الوحدة، وعلينا أن نتأكد من أن البواقي مستقرة. لهذا الغرض سنقوم بفحص بواقي المعادلة المقدرة، ثم نقوم بإجراء اختباري ديكي فوللر الموسع وفيليب بيرون من أجل تعزيز النتائج المتوصل إليها. وقبل ذلك سنقوم برسم بياني لقيم بواقي التقدير، حيث نحصل على الشكل التالي :

الشكل (7) : بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك



المصدر : مخرجات برنامج EViews8

من الواضح أن سلسلة بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك مستقرة. ذلك أن تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن، ولتأكيد ذلك سنقوم بإجراء اختباري ديكي فوللر الموسع (ADF) وفيليب بيرون (PP) على بواقي التقدير. نتائج الاختبارين موضحة في الجدول التالي.

الجدول (3) : نتائج اختبارات الجذر الوحدوي لبواقي التقدير

نوع النموذج	النموذج (1) : بدون ثابت أو اتجاه		النموذج (2) : مع ثابت		النموذج (3) : مع ثابت واتجاه	
نوع الاختبار	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
القيمة المحسوبة	-3.651917	-3.853836	-3.607985	-3.809135	-3.727670	-3.804770
القيمة الحرجة	-1.948886	-1.948686	-2.933158	-2.931404	-3.520787	-3.518090
الاحتمال الحرج	0.0005	0.0003	0.0097	0.0056	0.0313	0.0258

المصدر : إعداد الباحث بناءا على مخرجات برنامج EViews8

تبين نتائج الجدول أعلاه استقرارية بواقي معادلة انحدار التكامل المشترك عند مقارنة قيمة t الجدولية مع قيمة احصاءة اختبار (ADF) واحصاءة اختبار فيليب بيرون (PP) بالنسبة لجميع النماذج. كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج التي هي أقل من 5%، وهذا ما يؤدي بنا إلى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدوي، وبالتالي نؤكد على استقرارية سلسلة البواقي، وهذا يعني وجود دليل على علاقة تكامل مشترك طويلة الأجل بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في الجزائر. الآن للتأكد من اتجاه العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي خلال فترة الدراسة نستخدم اختبار جرانجر للسببية.

5)دراسة العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي :

أ) منهجية اختبار جرانجر للسببية :

يدلل جرانجر على أن وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الأقل، وطبقا لجرانجر، إذا كانت لدينا سلسلتان زمنيتان تعبران عن تطور ظاهرتين اقتصاديتين مختلفتين عبر الزمن t وهما في دراستنا هذه تمثلان كل من LNGGDP و LNYN، فإذا كانت السلسلة LNYN تحتوي على المعلومات التي من خلالها يمكن تحسين التوقعات بالنسبة للسلسلة LNGGDP ؛ ففي هذه الحالة نقول إن المتغير LNYN يسبب المتغير LNGGDP. من المشاكل التي توجد في هذه الحالة هو أن بيانات السلسلة الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط 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 لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، وذلك باعتبار أن السبب يسبق النتيجة في الزمن. بناء على ما سبق، يتطلب اختبار السببية لجرانجر تقدير نموذج متجه انحدار ذاتي VAR ثنائي الاتجاه الذي يصف سلوك المتغيرين LNYN و LNGGDP، كما يتطلب كذلك استخدام المتغيرات بصيغتها المستقرة، لأن غياب صفة الاستقرار قد يجعل الانحدار المقدر زائفا، وبالتالي سنأخذ بعين الاعتبار DLNYN وDLNGGDP كما يلي :

$$DLNYN_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i . DLNYN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i . DLNGGDP_{t-i} + \mu_{1t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

$$DLNGGDP_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \varpi_i . DLNGGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i . DLNYN_{t-i} + \mu_{2t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

حيث : μ_{1t} و μ_{2t} بواقي النموذجين. لكن قبل تحديد العلاقة السببية بين المتغيرين، يجب تحديد عدد الفجوات الزمنية P المناسب لنموذج $VAR(P)$، لأن اختبار (Granger) يُعد حساسا لاختبار الفجوة الزمنية، فإذا كانت هذه الأخيرة أقل من الفجوة الزمنية الصحيحة فإن تجاهل القيم المتخلفة ذات العلاقة سيؤدي إلى خطأ في التوصيف وتحيز في النتائج، أما اذا كانت الفجوة الزمنية المختارة أكبر من الفجوة الصحيحة، فسيكون إضافة قيم متخلفة ليس لها علاقة، مآله أن تكون قيم المعالم غير ذات كفاءة، كما أنه يؤدي إلى عدم استغلال كامل معلومات السلسلة الزمنية، وينقص من درجات الحرية. يتم عادة تحديد عدد الفجوات الزمنية اعتمادا على معياري AIC وSC، حيث دوال $AIC(p)$ و $SC(p)$ هي كما يلي (Régis Bourbonnais, 2012, P185) :

$$AIC(p) = Ln\left(\det\left|\sum_e\right|\right) + \frac{2k^2 p}{n}$$

$$SC(p) = Ln\left(\det\left|\sum_e\right|\right) + \frac{2k^2 pLn(n)}{n}$$

حيث : k : عدد المتغيرات ؛ n : عدد المشاهدات ؛ p : عدد الإبطاء ؛ $\sum_e$: مصفوفة التباين . التباين المشترك المقدرة لبواقي النموذج. الإبطاء p الذي يقلل من معياري AIC أو SC سيتم اختياره.

تتمثل خطوات اختبار جرانجر فيما يلي (شفيق عريش، 2011، ص82) :

1. تقدير الصيغة المقيدة، ونقصد بها المعادلة :

$$DLNYN_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i . DLNYN_{t-i} + \varepsilon_{1t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

التي تفترض أن يكون $\sum_{i=1}^{p} \phi_i = 0$ في المعادلة رقم (1)، بمعنى أن المتغير DLNGGDP لا يؤثر على المتغير DLNYN ، ثم نحصل على مجموع مربعات البواقي المقدرة المستخرجة من المعادلة المقيدة (3) : $\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2$.

2. تقدير الصيغة غير المقيدة : التي تتمثل في المعادلة رقم (1) ، ومن ثم نستطيع الحصول على مجموع مربعات البواقي المقدرة المستخرجة من معادلة الصيغة غير المقيدة (1) : $\sum \hat{\mu}_{1t}^2$.

3. اختبار فرض العدم التالي : $H_0 : \sum_{i=1}^{p} \phi_i = 0$ ، ومن أجل ذلك يجب حساب إحصائية فيشر F_C :

$$F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} \quad \text{.....(4)}$$

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 5% 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 فرض العدم، أي أن المتغير DLNGGDP يسبب المتغير DLNYN أو بمعنى آخر يوجد هناك تأثير معنوي للمتغير DLNGGDP على المتغير DLNYN.

4. نقوم بتكرار نفس الخطوات السابقة للمعادلة (2)، مع اختبار فرض العدم التالي : $H_0^* : \sum_{i=1}^{p} \theta_i = 0$.

ب) تطبيق اختبار جرانجر للسببية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي :

لتحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات، نجري اختبار جرانجر للعلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي، لكن قبل هذا يتعين تحديد درجة الإبطاء. لهذا الغرض استخدمنا برنامج EViews8 أين تحصلنا على النتائج المعروضة في الجدول التالي :

الجدول (4) : قيم معياري Akaike و Schwarz لفترات إبطاء متتالية

الإبطاء	1	2	3	4	5
AIC	-4,63	-5,06	-5,99	**-6,11**	-5,98
SC	-4,39	-4,65	**-5,40**	-5,35	-5,04

المصدر : إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews8

نلاحظ من الجدول أعلاه أن هناك اختلافا بين معياري AIC وSC، و وفقا لمبدأ التقتير (le Principe de parcimonie)، فإن الإبطاء المستخدم هو ثلاثة فترات ($p = 3$)، والذي يمثل الحد الأدنى لمعيار SC. الآن بعد أخذ عدد الفجوات الزمنية تساوي 3 (Lags: 3)، تحصلنا على النتائج المعروضة في الجدول التالي :

الجدول (5) : نتائج اختبار سببية جرانجر بين DLNGGDP وDLNYN

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1970 2013
Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLNYN does not Granger Cause DLNGGDP	40	4.45157	0.0099
DLNGGDP does not Granger Cause DLNYN		2.90628	0.0492

المصدر : مخرجات برنامج EViews8

من الجدول نستنتج ما يلي :

☒ بالنسبة لاختبار الفرضية : $H_0^*: \sum_{i=1}^{3} \theta_i = 0$

لدينا : $F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 4,45157$ أكبر من $F_t = 2,852$ عند مستوى معنوية 5% ودرجات حرية 3 للبسط و38 للمقام، ومنه نرفض فرضية العدم، وبالتالي توجد علاقة سببية تتجه من النمو الاقتصادي نحو الإنفاق الحكومي. كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر التي تساوي 0,99% وهي أقل من 5%.

☒ بالنسبة لاختبار الفرضية : $H_0: \sum_{i=1}^{3} \phi_i = 0$

لدينا : $F_C = \frac{\left(\sum \hat{\varepsilon}_{1t}^2 - \sum \hat{\mu}_{1t}^2\right)/p}{\sum \hat{\mu}_{1t}^2/n-k} = 2,90628$ أكبر من $F_t = 2,852$ ، ومنه نرفض فرضية العدم، وبالتالي الإنفاق الحكومي يسبب النمو الاقتصادي، كما يعزز هذه النتيجة قيمة الاحتمال الحرج الموافق لإحصائية فيشر التي تساوي 4,92%، وهي أقل من 5%. وبالتالي نستطيع القول أنه توجد سببية في الاتجاهين، وأن الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي يرتبطان بعلاقة طويلة الأجل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة المغطاة بالدراسة، وهو ما يعزز النتائج المتوصل إليها سابقا بإتباع أسلوب التكامل المشترك، وهذه النتيجة تدعم كلا من قانون فاجنر والفرضية الكينزية.

IV. خلاصة :

لقد تم تحليل العلاقة بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في الاقتصاد الجزائري، ولبيان فيما إذا كانت السلاسل مستقرة من عدمها، تطلب إجراء اختبارات جذر الوحدة، كما تم تحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة، وتبين أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى، وفي ضوء ذلك، تم استخدام اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل – جرانجر، بالإضافة إلى استخدام منهجية جرانجر للسببية، وذلك للتحقق من وجود علاقة طويلة الأمد بينهما، واتضح من خلال التحليل وجود علاقة توازنية بين الإنفاق الحكومي والنمو الاقتصادي في الاقتصاد الجزائري، كما كانت السببية في الإتجاهين، مما يؤيد كلا من قانون فاجنر والفرضية الكينزية، رغم أن اتجاه السببية من النمو الاقتصادي إلى الإنفاق الحكومي كان هو الأشد تأثيرا . كما يتضح من اختبار جرانجر للسببية، حيث الاحتمال الحرج ضعيف (0,99%) ويقع بعيدا عن منطقة قبول فرضية العدم، وهذا بخلاف الاحتمال الحرج الخاص بالفرضية الثانية حيث يتضح أنه كبير نسبيا (4,92%) وهو قريب جدا من منطقة قبول الفرضية العدمية التي تفترض عدم وجود سببية من الإنفاق الحكومي نحو النمو الاقتصادي . ويبدو أن السياسة الحالية ذات النزعة الكينزية والمتمثلة في تدخل الدولة عن طريق التوسع في الإنفاق الحكومي كأداة لتشجيع وتحفيز النمو الاقتصادي في الجزائر، خاصة في السنوات القليلة الماضية، قد أثرت على معدلات النمو الاقتصادي، ولكن ليس بالشيء المرجو والمتوقع، ففاعليتها كانت محدودة جدا.

من جانب آخر، إذا تتبعنا تطور أسعار المحروقات العالمية سنجد أنها تؤثر بصورة مباشرة على الإيرادات العامة للدولة الجزائرية من خلال الجباية البترولية، ومنه على النفقات العامة ؛ فتحسن الأسعار وما يتصل بها من تحولات في معدلات النمو الاقتصادي تؤثر مباشرة في حجم الإنفاق الحكومي بالزيادة. وبالمقابل فإن تراجع النفقات العامة يترجم دائما بصدمات خارجية تتعلق بأسعار المحروقات. من هنا فإن النمو الاقتصادي هو الذي يوجه ويحدد حجم الإنفاق الحكومي، أي أن تزايد النفقات الحكومية في الجزائر ما هو إلا نتاج لتحسن معدل نمو الاقتصاد المقترن بتحسن أسعار المحروقات. وعلى هذا يتعين على الحكومة أن تقوم بإعادة النظر في سياستها المنتهجة حاليا، بأن تكون حذرة بشأن التوسع غير المبرر في النفقات، ذلك أن هذا التوسع من غير المرجح أن يؤدي إلى نمو الاقتصاد الوطني بشكل فعال. ولا يتم ذلك إلا بوضع معايير لتقييم اتجاه سياسة الإنفاق في الاقتصاد الوطني وكذا تحديد الحجم الأمثل

لـه، وهـو مـا يسـتدعي البحـث عـن إجابـات لهـذه الإشـكاليات التـي تبقـى تطـرح نفسـها كآفـاق مفتوحة لأبحاث لاحقة.

الإحالات والمراجع :

1. مجلس الأمة، المخطط الخماسي 2010-2014، المؤسسة الوطنية للنشر والإشهار، الرويبة، الجزائر، عدد43، 2010، ص4.
2. الديوان الوطني للإحصائيات، حوصلة إحصائية 1962-2011، المالية العامة، ص212.
3. محمد الصغير بعلي ويسري أبو العلا، المالية العامة، دار العلوم للنشر والتوزيع، عنابة، 2003، ص ص45-47، بتصرف.
4. محمد حشماوي، الاتجاهات الجديدة للتجارة الدولية في ظل العولمة الاقتصادية، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، الجزائر، 2006، ص62.
5. منير الحمش، تداعيات السياسة المالية الانكماشية على مستوى الفقر : حالة سوريا، بحث مقدم للمؤتمر السنوي الثامن للجمعية العربية للبحوث لاقتصادية، الرباط، نوفمبر 2008.
6. بيانات البنك الدولي، على الخط، http://data.worldbank.org/country/algeria
7. مدني بن شهرة، الإصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، ط1، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، 2009، ص194.
8. محمد شيخي، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، ط1، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان . الأردن، 2012، ص212.
9. عابد العبدلي، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، عدد 32، 2007، ص20.
10. سعيد علي العبيدي، اقتصاديات المالية العامة، دار دجلة، عمان، ط1، 2011، ص ص102-104، بتصرف.
11. شفيق عريش وأخرون، اختبارات السببية والتكامل المشترك في تحليل السلاسل الزمنية، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية . سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 33، عدد5، سوريا، 2011، ص82.
12. كريم سالم حسين الغالبي، الإنفاق الحكومي واختبار قانون فاجنر في العراق للمدة (1975-2010)، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، مجلد 8، الإصدار 25، 2012، ص ص29-52.
13. عبد المجيد قدي، المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية، ط2، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2005، ص183.
14. محمد مسعي، سياسة الإنعاش الاقتصادي في الجزائر وأثرها على النمو، مجلة الباحث، عدد10، جامعة ورقلة، الجزائر، 2012، ص152.
15. Afxentiou, P.C. & Serletis, A. 1996, "Government expenditures in the European Union: Do they converge or follow Wagner's Law?", International Economic Journal, vol. 10, pp. 33-47.
16. Al-Fairs,A.F (2002), Public expenditure and economic Growth in the Gulf Cooperation Council Countries, Applied Economics, Volume 34, pp1187 – 1193. En ligne, http://www.researchgate.net/publication/24075064_Public_Expenditure_and_Economic_Growth_in_the_Gulf_Cooperation_Council_Countries
17. Ali Othman Al-Hakami,2002, Time- Series Analysis of the Relationship between Government expend detour and GDP in the kingdom oF Saudi Arabia J.king Soud Unv.Vol.14.Admin.Sa.(2),pp105-144.en ligne, http://www.docstoc.com/docs/67293925/a-time-series-analysis-of-the-relationship-between-government
18. CHiung. Ju Huang(2006), Government expenditure In chain and Taiwan: Do They Follow Wagner's Law? Journal of Economic Development ,Volume 31, Number 2, pp139-148, en ligne, http://www.jed.or.kr/full-text/31-2/8.pdf

19. Katrakilidis, C. & Tsaliki, P. 2009, "Further evidence of causal relationship between government spending and economic growth: the case of Greece, 1958-2004", Acta Economica, vol. 59, No. 1, pp. 57-78.
20. Le gouvernement Algérien, Deuxième rapport national sur les objectifs du millénaire pour le développement; Algérie; septembre 2010, p13.
21. Liu, L.C., Hsu, C.E. & Younis, M. 2008, "The Association between government expenditure and economic growth: Granger causality test of US data, 1947-2002", Journal of Public Budgeting, Accounting and Financial Management, vol. 20, No4, pp. 537-553. En ligne, http://works.bepress.com/cgi/viewcontent.cgi?article=1020&context=edhsu
22. MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, 1990, P282.
23. Ministère des finances, Solde global du Trésor; en ligne; http://www.mf.gov.dz/article/48/Zoom-sur-les-Chiffres-/143/Solde-global-du-Tr%C3%A9sor.html
24. Mwafaq m. Dandan, (2011), Government Expenditures And Economic Growth In Jordan, International Conference on Economics and Finance Research IPEDR vol.4, IACSIT Press, Singapore, pp 467-471.
25. Régis Bourbonnais, économétrie, 3ème édition, Dunod, Paris, 2000, p 275.
26. Régis bourbonnais, exercices pédagogiques d'économétrie, 2éme édition, économica, paris, 2012, p164
27. Samudram, M., Nair, M. & Vaithilingam, S. 2009, "Keynes and Wagner on government expenditures and economic development: the case of a developing economy", Empirical Economics, vol. 36, , no 3, pp. 697-712.
28. Sinha,Dipendra, (2007), Dose the Wagner's law hold for Thailand ? Atime series study , Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 2560, posted 5. en ligne, http://mpra.ub.uni-muenchen.de/2560/1/MPRA_paper_2560.pdf
29. Tan,E.C.(2003), Does Wagner's law or the Keynesian Paradigm hold in the Case oF Malaysia? Thammasat Review. pp 62 – 75, en ligne, http://www.tu.ac.th/resource/publish/interview_140354/tu_doc/3%5B8%5D.doeswagner.pdf