أثر تقلب أسعار النفط على أداء السياسة المالية، دراسة قياسية لحالة الجزائر: 1980– 2016

The Impact of Oil Price Volatility on the Performance of Fiscal Policy A Case Study of Algeria :1980 - 2016

أ. نور الدين عبد القادر — جامعة طاهري محمد، بشار — aeknoure@gmail.com

د. سعدوني محمد — جامعة طاهري محمد، بشار — saadouni_mohamed@yahoo

أ.د. بلحاج فراجي — جامعة طاهري محمد، بشار — blhadj@yahoo.fr

تاريخ الاستلام: 2018/05/25 تاريخ القبول: 2018/08/04

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل أثر تقلب سعر النفط على أداء السياسة المالية في الجزائر؛ حيث أظهرت النتائج حسب اختبار السببية لغرانجر وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر النفط إلى كل من الإيرادات العامة والنفقات العامة في الأجل الطويل؛ بالإضافة إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من الإيرادات العامة إلى النفقات العامة، وباستخدام تجزئة التباين و اختبار استجابة ردة الفعل، تبين أن حدوث صدمة سلبية في أسعار النفط (انخفاض سعر النفط) أدى إلى انخفاض العوائد (الإيرادات العامة)؛ وهو ما أدي إلى انتهاج سياسة مالية انكماشية؛ مما يدل على أن السياسة المالية المتبعة من طرف صناع القرار هي مسايرة للاتجاهات الدورية.

الكلمات المفتاحية: السياسة المالية؛ تقلب سعر النفط؛ الإيرادات المالية؛ سببية Granger، نموذج VAR.

Abstract:

This study aims to analyze the impact of oil price volatility on fiscal policy in the performance of Algeria, the results showed, according to the Ganger causality test, a unilateral causal relationship between the price of oil and government revenues and public expenditures over the long term, and a unilateral causal relationship between government revenues and government expenditures, and by using the variance decompositions and the impulse response functions test, it appears that a negative shock of The price of oil inevitably leads to lower financial returns, which necessitates a restrictive fiscal policy, indicating that the policy adopted by policy makers is in line with cyclical trends.

Key Words: Fiscal Policy; Oil Price Volatility; Financial Revenue; Causality Granger, Var Model.

JEL Classification: E62, H53, H62, P44, Q43.

* مرسل المقال: نور الدين عبد القادر (aeknoure@gmailcom).

المقدمة:

تواجه السياسة المالية في الاقتصادات التي ترتكز على قطاع النفط تحديات كبيرة على المدى الطويل؛ فيما يتعلق بالإنصاف بين الأجيال والاستدامة المالية، وعلى المدى القصير فيما يتعلق بتحقيق الاستقرار في الاقتصاد الكلي والتخطيط المالي. وعلى وجه التحديد؛ كانت السياسة المالية في معظم البلدان المصدرة للنفط توسعية على مدى السنوات الماضية في أعقاب ارتفاع أسعار النفط. وقد أضاف التوسع المالي ضغوطا تضخمية، وقد عرقلت السياسة النقدية في معالجة التضخم نتيجة لنظم أسعار الصرف السائدة. وقد أدى الانخفاض الحاد في أسعار النفط منذ منتصف عام 2014 إلى إبراز مسألة مختلفة؛ وهي ما إذا كان بمقدور مصدري النفط الحفاظ على مستويات الإنفاق التي تم التوصل إليها في السنوات السابقة، وكذلك الحفاظ على مستوى الموارد المالية المتاحة في ظل انخفاض أسعار النفط. وبما أن الجزائر من أهم الدول المصدرة للنفط في شمال إفريقيا، يتوقع أن يكون لسياستها المالية دورا محوريا في برامج الاصلاح الاقتصادي والمالي عبر الاستعانة باستراتيجية مالية تحاكي نموذج النمو الجديد وتعزز من تنويع الموارد الاقتصادية وتحد من الهدر في احتياطي الصرف عبر ضبط وترشيد النفقات. مع ذلك، ينبغي على صناع القرار أو أصحاب الاختصاص التعاطي والاستجابة للسياسات الملائمة التي تتناسب مع الظروف الاقتصادية والاستراتيجيات التنموية للبلاد. لذلك يحق لنا أن نطرح الإشكالية التالية:

ما أثر تقلب أسعار النفط على أداء السياسة المالية في المدى قصير الأجل و طويل الأجل؟

كما يمكن طرح الفرضيات التالية:

- لا يوجد أثر لتقلب سعر النفط على أدوات السياسة المالية (النفقات العمومية، الإيرادات العمومية).
- لا يوجد أثر للإيرادات العامة الإجمالية على النفقات العامة الإجمالية.

تعتمد هذه الدراسة في بياناتها على الإحصائيات المنشورة من قبل الديوان الوطني للإحصاء (ONS) ومنظمة الأوبك (OPEC) ووزارة المالية، بالإضافة إلى إحصائيات صندوق النقد الدولي (IMF) والبنك العالمي (WDI). و تم الاعتماد على الأساليب الكمية القياسية ونخص بالذكر نماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي (VAR) ودوال الاستجابة الدفعية وتحليل التباين لاختبار أداء السياسة المالية (في جانبي الايرادات العامة والنفقات العامة) في ظل تقلب أسعار النفط.

1. مسح الأدبيات:

حضي هذا البحث باهتمام بالغ من قبل السياسيين و الاقتصاديين، حيث اهتم الاقتصاديون بدراسة الآثار المترتبة عن صدمات أسعار البترول خاصة على اقتصادات البلدان الصناعية التي تعتبر أكبر مستهلك و مستورد للنفط، بينما الدراسات التي تناولت تأثير صدمات أسعار البترول على البلدان المصدرة لهذا المورد الطبيعي تعتبر قليلة. فيما يخص البلدان المتطورة الصناعية، توجد العديد من البحوث التي تعرضت لدراسة العلاقة بين صدمات أسعار البترول و أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية في البلدان المستورة للنفط، وتعتبر دراسة (Hamilton j. , 1983)

و (Darby, 1982) و(Mork, 1989) ، و(Davis & Haltiwanger, 2001) من بين الدراسات الأوائل في هذا المجال.

أما فيما يتعلق بالبلدان المصدرة للنفط، توجد دراسات قليلة قامت بتحليل تأثير تغيرات أسعار البترول على المتغيرات الاقتصادية لهذه البلدان، و فيما يلي سوف نستعرض البعض من هذه الدراسات:

1.1. دراسة (Eltony & AL-Awadi, 2001) : في هذه الدراسة، تم تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) ونموذج متجه تصحيح الخطأ(VECM)؛ لدراسة تأثير تقلبات أسعار النفط على سبعة متغيرات اقتصادية كلية رئيسية للاقتصاد الكويتي. وأشارت النماذج المقدرة إلى أن هناك درجة عالية من الترابط بين متغيرات الاقتصاد الكلي الرئيسية. كما أشارت النتائج المتوصل إليها أن السببية تتحول من أسعار النفط وعائدات النفط، إلى نفقات التنمية الحكومية(الانفاق الاستثماري) والنفقات الجارية ومن ثم نحو المتغيرات الأخرى. وبينت النتائج التي توصلا إليها الباحثان، إلى أن صدمات أسعار النفط، وبالتالي عائدات النفط، لها تأثير ملحوظ على الإنفاق الحكومي، سواء نفقات الاستثمار أو النفقات الجارية. ومنه، يتأثر الإنفاق الحكومي بشكل أكثر نسبيا.

2.1. دراسة (Berument & Ceylan, 2010): في هذه الدراسة قاما الباحثان بتحليل تأثير صدمات أسعار البترول على الناتج الداخلي الخام في الفترة الممتدة من 1960 حتى 2003، على بعض بلدان الشرق الأوسط و شمال أفريقيا باستعمال نموذج VAR وSVAR، حيث بينت نتائجهم أن صدمة موجبة على سعر البترول لها تأثير معنوي كبير وموجب على نمو الناتج الداخلي الخام في الجزائر وليبيا وعُمان والإمارات العربية المتحدة، نفس النتائج تم الحصول عليها بالنسبة للنمو الاقتصادي في كل من إيران، العراق، الأردن، الكويت، قطر وسوريا. وفي المقابل، لا يبدو أن صدمات أسعار النفط لها تأثير معنوي على نواتج البحرين وجيبوتي ومصر والأردن والمغرب وتونس. وعند قيامهم بمزيد من تحليل صدمات النفط الإيجابية مثل الطلب على النفط وإمدادات النفط للمجموعة الأخيرة من البلدان، وجدا أن صدمات إمدادات النفط تقترن بانخفاض نمو الإنتاج، إلا أن تأثير صدمات الطلب بالنسبة للنفط على الناتج لا يزال إيجابيا.

3.1. دراسة (Olomola & Adjumo, 2006) : قاما الباحثان بدراسة استجابة كل من الناتج الداخلي الخام، التضخم، سعر الصرف الحقيقي وعرض النقود لتغيرات أسعار البترول في نيجيريا، في الفترة الممتدة من 1970 حتى 2003، باستعمال نماذج الانحدار الذاتي المتعدد VAR، وكانت النتائج متعارضة مع النتائج التجريبية السابقة في بلدان أخرى، وتوصلا إلى أن صدمات أسعار البترول ليس لها تأثير كبير على التضخم و الناتج الداخلي الخام، غير أنهما استنتجا أن صدمات أسعار النفط تؤثر تأثيرا كبيرا على أسعار الصرف الحقيقية، وتعتبر هذه إحدى أعراض المرض الهولندي.

4.1. دراسة (Reza Farzangan & Markwardt, 2009) : في هذه الدراسة وجدا الباحثان أن الاقتصاد الإيراني شديد التأثر بتقلبات أسعار النفط. حيث قاما بدراسة العلاقة الديناميكية بين صدمات أسعار النفط ومتغيرات

الاقتصاد الكلي الرئيسية في إيران من خلال تطبيق نموذج VAR. وأظهرت النتائج التي توصلا إليها أن الآثار غير المتماثلة لصدمات أسعار النفط؛ على سبيل المثال صدمات أسعار النفط الإيجابية والسلبية؛ تؤدي إلى زيادة كبيرة في التضخم. كما وجدا أن هناك علاقة إيجابية قوية بين التغيرات الإيجابية في أسعار النفط ونمو الناتج الصناعي. وبشكل غير متوقع، لاحظا أن هناك أثر هامشي لتقلبات أسعار النفط على النفقات الحكومية الحقيقية. واستنتج في الأخير ظهور متلازمة "المرض الهولندي" في الاقتصاد الإيراني من خلال الارتفاع الحقيقي لسعر الصرف.

5.1. دراسة (EL Anshasy & Bradley, 2012) : في هذه الدراسة ركزا الباحثان بشكل تجريبي على الدور الذي تلعبه أسعار النفط في تحديد السياسة المالية في البلدان المصدرة للنفط. وذلك من خلال تقدير معادلة السياسة المالية التي تربط الإنفاق الحكومي ليس فقط بصدمات أسعار النفط، ولكن أيضا بتقلب أسعار النفط وانحراف تغيرات أسعار النفط. ووجدا أن ارتفاع أسعار النفط يؤدي في المدى الطويل إلى زيادة حجم الإنفاق الحكومي. ولكن على المدى القصير، ترتفع النفقات الحكومية بشكل أقل من الزيادة في عائدات النفط، مما يعكس زيادة الحذر في تصميم السياسة المالية في البلدان المنتجة للنفط.

6.1. دراسة (FarajiDizaji, 2014) : قام الباحث بدراسة العلاقة بين الإيرادات الحكومية والنفقات الحكومية في إيران كاقتصاد نامي قائم على تصدير النفط. وأراد معرفة كيف يمكن أن تؤثر صدمات أسعار النفط (الإيرادات) على هذه العلاقة. وبينت النتائج التي توصل إليها؛ عن طريق اختبار استجابة ردة الفعل وتحليل مكونات التباين إلى أن مساهمة صدمات عائدات النفط في شرح النفقات الحكومية أقوى من مساهمة صدمات أسعار النفط. كما أظهرت نتائج نماذج الانحدار الذاتي (VAR) ونماذج تصحيح الخطأ (ECM) أن السببية القوية تسير من الإيرادات الحكومية إلى النفقات الحكومية (الجارية والرأسمالية) في الاقتصاد الإيراني في حين أن الأدلة على السببية العكسية ضعيفة جدا.

7.1. دراسة (بن دحمان، زكراك، و عمراني، 2017): بحثت هذه الدراسة في طبيعة تأثير تقلبات أسعار النفط على السياسة المالية في الجزائر. باستخدام منهجية سببية قرانجر خلال الفترة الزمنية 1970- 2014، من خلال تحديد اتجاه السببية بين تقلبات أسعار النفط الخام (سعر النفط الحقيقي، الصدمات الموجبة لأسعار النفط، الصدمات السالبة لأسعار النفط) وأهم المتغيرات الرئيسية للسياسة المالية في الجزائر (الإنفاق الحكومي، نفقات التسيير و نفقات التجهيز). بينت النتائج التي توصل إليها الباحثون؛ وجود علاقة سببية تتجه من أسعار النفط نحو مؤشرات الميزانية العامة في الجزائر. كل هذا يشير بقوة إلى ضرورة تنويع الاقتصاد للحد من تأثير تقلبات أسعار النفط على عائدات الحكومة، ولابد على الحكومة إشراك مبدأ التخطيط في الإنفاق العام في الجزائر.

2. منهجية الدراسة: بالنسبة لدراستنا الحالية سنحاول استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR الذي يستخدم كبديل لأسلوب المعادلات الآنية، ففي هذا النموذج لا يوجد متغيرات خارجية، وتعامل جميع المتغيرات على أنها متغيرات داخلية بإبطاء، ولا يستوجب استخدام قواعد التمييز التي تستخدم عادة في أسلوب المعدلات الآنية. وبالتالي تجنب ما يمكن أن ينتج عن ذلك من حذف لمتغيرات ذات أهمية. يتطلب هذا النموذج تحديد المتغيرات التي من المتوقع

أن تتفاعل مع بعضها البعض، والتي يتم اختيارها بناءا على العلاقات الاقتصادية المتبادلة بين المتغيرات حسب النظرية الاقتصادية والدراسات العملية، ويتطلب أيضا تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني للمتغيرات، الأمر الذي بدوره سينعكس إيجابا على دقة تقديرات النماذج القياسية المستخدمة في الدراسة.

في هذا البحث نقوم بتحليل مدى تأثر السياسة المالية بالصدمات النفطية(السلبية والإيجابية) في ظل تقلب أسعار النفط في الأسواق الدولية التي تؤثر على أدواتها(النفقات العامة والإيرادات العامة) من جهة؛ ومن جهة أخرى مدى تأثر المكونات الكلية الاقتصادية بهذه الصدمات في مجملها، ونظرا لأهمية المتغيرات الاقتصادية الكلية؛ سنقتصر في التحليل على بعض المتغيرات الاقتصادية(مع إدراكنا لأهمية باقي المتغيرات) كمتغير الناتج الداخلي الخام الذي له علاقة مباشرة بالسياسة المالية والذي هو أحد أهدافها ممثلا في معدل النمو الاقتصادي؛ إضافة لمتغير التضخم مقاسا بمؤشر أسعار المستهلك؛ وهو ما يسمح لنا بمراقبة تطور الأسعار؛ وكذلك سعر الصرف الحقيقي الذي يعتبر مؤشر لأثر السياسة النقدية التي تعتبر مكملة للسياسة المالية، وبالتالي فإن نموذج الدراسة سيتضمن ستة متغيرات هي كالتالي: لوغاريتم النفقات العامة الإجمالية الحقيقية LDEP؛ ولوغاريتم الإيرادات العامة الإجمالية الحقيقيةLREV؛ ولوغاريتم أسعار النفطLOP؛ ولوغاريتم الناتج الداخلي الخام الحقيقيLGDP؛ و لوغاريتم مؤشر أسعار المستهلكLCPI؛ و لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي LEX.

بالنسبة لفترة الدراسة كانت من سنة 1980 إلى سنة 2016؛ وذلك حتى نتمكن من المرور على مختلف الصدمات النفطية ابتداءا من الصدمة السلبية الأولى لسنة 1986؛ والصدمة السلبية الثانية سنة 1998؛ والصدمة الإيجابية سنة 2004؛ وأخيرا الصدمة السلبية أواخر سنة 2014، وكذلك للإلمام بمختلف المراحل والتطورات التي مرت بها السياسة المالية في الاقتصاد الجزائري، ابتداءا بمرحلة النظام الاقتصادي الموجه مرورا بنظام اقتصاد السوق الحر؛ وصولا إلى مرحلة الإنعاش الاقتصادي ودعم وتوطيد النمو الاقتصادي(النموذج الجديد للنمو) الحالي.

2.1. تحليل البيانات واختبار الفرضيات: بعد الحصول البيانات الضرورية لمتغيرات الدراسة اعتمادا على الأدبيات السابقة؛ قمنا بتطبيق الاختبارات الإحصائية المناسبة بالاعتماد على برمجية Eviews 9، وهذا بهدف التقدير واختبار الفروض. وقبل تقدير متجه الانحدار الذاتي VAR، فإن هناك مشكلتان يجب التعامل معهما. المشكلة الأولى؛ هي ما إذا كانت المتغيرات في نموذج الدراسة مستقرة أو ساكنة(Stationary)، حيث يكون المتغير ساكنا أو مستقرا إذا كانت درجة التكامل له (Integrated Order)= صفر؛ ويرمز له ب $I(0)$، وإذا كان المتغير غير ساكن $\mathrm{I}(d): \forall d > 0$، فيلزم أخذ الفروق له ليصبح ساكنا. والمشكلة الأخرى؛ هي ما إذا كان للمتغيرات تكامل مشترك (Cointegrated)، فإذا كان للمتغيرات تكامل مشترك فهذا يعني أن هناك علاقة توازنية مستقرة طويلة الأجل(a stable long-run equilibrium relationship). وتنبع أهمية بحث المشكلتين من حقيقة الافتراض أن المتغيرات في نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR هي متغيرات ساكنة أو مستقرة. ولكن هذا يخلق أيضا مشكلة أخرى حول خصائص تقديرات متجه الانحدار الذاتي VAR نفسها، والسبب أنه إذا كان للمتغيرات تكامل

مشترك ولكن تم تقدير VAR باستخدام الفروق الأولى للمتغيرات وبدون أخذ خاصية التكامل المشترك في الحسبان، فإن النظام في هذه الحالة يكون به خطأ توصيف، حيث يمثل التكامل المشترك في هذه الحالة الخطأ في التوازن الذي تم إهماله. فيكمن الحل في إضافة البواقي من انحدار التكامل المشترك لنظام معادلات متجه الانحدار الذاتي VAR على شكل متغير مستقل بجانب المتغيرات الأخرى .

2.2. اختبار استقراريه السلاسل الزمنية: من أجل معرفة استقرارية السلاسل الزمنية يتم استخدام اختبار جذر الوحدة، ويمكن تعريف إستقرار السلسلة الزمنية للمتغير (y_t) إذا كان الوسط الحسابي والتباين المشترك لها لا يعتمد على الزمن، ويمكن التعبير عن ذلك بالمعادلات التالية:

- ثبات الوسط الحسابي عبر الزمن: $\text{Mean} = E(y_t) = \mu$
- ثبات التباين عبر الزمن: $\text{Variance} = Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- أن التباين المشترك بين أي قيمتين لنفس المتغير عند النقطتين t ؛ $t + k$ الزمنيتين يعتمد فقط على الفجوة الزمنية بين هاتين النقطتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يتم عنده حساب التباين المشترك:

$$\text{Covariance} = \gamma_k = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)]$$

إذا تحققت هذه الشروط الثلاثة، نقول أن السلسلة الزمنية للمتغير (y_t) هي ذات استقرار ضعيف (Weak Stationary) أو ذات تباين مشترك مستقر(Covariance Stationary)، أو أنها ذات معنى واسع للاستقرار(Wide Sense Stationary). (Gujarati, 2004, p. 797)

وعلى العموم تكون السلسلة الزمنية مستقرة؛ إذا كانت لا تحوي اتجاها صاعدا أو هابطا خلال الزمن، وقد تنتج السلاسل الزمنية غير المستقرة انحدارا زائفا؛ حيث أن هذا الانحدار الذي يتم الحصول عليه غالبا ما يكون مضللا بالرغم من أن قيمة معامل التحديد (R^2) قد تكون عالية. لذلك تعد اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية من الأمور المهمة في التحليل والدراسة؛ ولمعرفة أن السلسلة مستقرة أو غير مستقرة هناك العديد من الاختبارات، غير أنه سنكتفي بالاختبار التالي:

- **إختبار Augmanted.D.F** (Diekey & Fuller, 1981): في هذا الإختبار نقوم بحساب الانحدار كالتالي: $\Delta y_t = \varphi y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} a_i(y_{t-i} - y_{t-i-1}) + \varepsilon_t$

حيث أن: $\varphi = \rho - 1$

في هذه الحالة فرضيات الاختبار هي: $H_0: \varphi = 0$

$$H_1: \varphi < 0$$

إذا بينت لنا نتيجة الاختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحوي جذر الوحدة، نقوم بتحويلها إلى سلسلة مستقرة بتطبيق مرشح الفروق الأولى(Henin, 1989) ؛ $\Delta = (1 - B)$ ، ثم نقوم باختبار السلسلة الناتجة، فإن لم تكن مستقرة نطبق مرشح الفروق الأولى مرة ثانية، ونعيد الكرة حتى تصبح السلسلة مستقرة. ونشير هنا أيضا إلى أنه

يمكن أن نضيف إلى المعادلة السابقة حدا ثابتا، أو حدا ثابتا وانحدارا خطيا بالزمن، وفي هذه الحالة تكون القيم الجدولية مختلفة بحسب المعادلة المستخدمة.

يمكن تلخيص نتائج اختبار Augmanted.D.F لمتغيرات الدراسة (باستخدام فترات إبطاء 09 سنوات كحد أقصى)؛ التي تم الحصول عليها من نتائج برمجية Eviews 9 في الجدول(01) أدناه:

الجدول 01: " نتائج اختبار استقراريه السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة "

ADF				
Trend and intercept		Intercept		المتغيرات
1st difference	Level	1st difference	Level	
**0.0124	0.9846	**0.0222	0.3799	LDEP
**0.0153	0.9969	*0.0032	0.4600	LREV
*0.0002	0.6105	*0.0000	0.6965	LOP
*0.0001	0.9526	*0.0015	0.7120	LGDP
*0.0000	0.1589	*0.0000	0.0911	LCPI
**0.0138	0.9709	*0.0032	0.4928	LEX

*؛**؛***: تشير إلى استقراريه متغيرات الدراسة عند مستوى معنوية 1%؛ 5%؛ 10% على التوالي.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 9.

من خلال النتائج المتحصل عليها والمبينة في الجدول(01) أعلاه، يتبين لنا أن كل متغيرات الدراسة لا تتسم بالإستقرار عند إجراء إختبار(ADF) في المستوى، بحيث كانت القيم المطلقة المقدرة تقل عن تلك الحرجة لكل مستويات المعنوية الإحصائية؛ مما إستوجب قبول الفرضية الصفرية والدالة على وجود جذر الوحدة، وبعد أخذ الفرق الأول اتسمت كل متغيرات الدراسة بالإسقرار عند مستوى معنوية 5%، ومنه نستطيع أن نقول أن السلاسل الزمنية لكافة متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$ عند مستوى معنوية 5%.

ولتفادي خطأ التوصيف في النظام؛ وللتأكد من ما إذا كانت متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى أم لا، قمنا بإختبار درجة تكامل البواقي، وهذا ما يوضحه الجدول(02)أدناه:

الجدول 02: " اختبار استقراريه البواقي"

Level			
PP	ADF	Maximum Lags	المتغيرات
*0.0035	*0.0017	9	E=resid

*؛**؛ ***: تشير إلى إستقرارية متغيرات الدراسة عند مستوى معنوية 1%؛ 5%؛ 10% على التوالي.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 9.

من خلال النتائج المتحصل عليها والمبينة في الجدول(02)؛ يتضح أن البواقي تتسم بالإستقرارية عند إجراء إختبار (ADF) و(PP) عند المستوى؛ حيث كانت القيم المطلقة للإحصائية المقدرة تفوق تلك الحرجة لكافة مستويات المعنوية الإحصائية مما يفرض علينا رفض الفرضية الصفرية والدالة على وجود جذر الوحدة، وبالتالي فإن البواقي متكاملة من الدرجة صفر $I(0)$ عند مستوى معنوية 1%.

بإضافة البواقي لإنحدار التكامل المشترك لنظام معادلات متجه الإنحدار الذاتي VAR على شكل متغير مستقل بجانب المتغيرات الأخرى؛ والذي تبين أنها(البواقي) متكاملة من الدرجة صفر $I(0)$؛ في هذه الحالة يمكن لنا إجراء اختبار متجه الانحدار الذاتيVAR. وبما أن بواقي النموذج المقدر هي مستقرة، فإن ذلك يعني أن هذه المتغيرات تتميز بخاصية التكامل المشترك Cointegration، أي تربط بينها علاقة توازن طويلة الأجل، ومن ثم فإن الانحدار المقدر يكون له معنى في المدى الطويل.

3.2. إختبار التكامل المشترك :(Cointegration Test): اعتبر العديد من الاقتصاديين أن تحليل التكامل المشترك الذي قدمه Granger (1983)، Engle وGranger (1987)؛ أنه يمثل أحد المفاهيم الجديدة في مجال الاقتصاد القياسي وتحليل السلاسل الزمنية. (Bourbonnais, 2015, p. 297)كما يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب Association بين سلسلتين زمنيتين (y_t, x_t) أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن. (عطية، 2004، صفحة 670)

من الناحية الرياضية؛ إذا كانت $x_t \sim I(1)$ و y_t ولهما تكامل مشترك، فإن:

$\mu = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t \sim I(0)$ أي أن خطأ عدم التوازن سيكون مستقرا. وتمثلβ_0 و β_1 معلمات التكامل المشترك.

ويمكن التعبير لأكثر من متغيرين عن التكامل المشترك بنموذج متجه تصحيح الجطأ Vector Error Correction Model (VECM) كالتالي: (الحوشان، 2008)

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث Y متجه $n \times 1$ من المتغيرات.

ويركز اختبار التكامل المشترك على اختبار رتبة (Rank) المصفوفة $\Pi = \alpha\acute{\beta}$. وهناك ثلاث حالات:

- رتبة المصفوفة =0؛ $[r(\Pi) = 0]$. المتغيرات في المتجهY كلها $I(1)$ ولكن لا يوجد تكامل مشترك بينهما. ويتم تقدير متجه الإنحدار الذاتي VAR العادي بالفروق الأولى.
- رتبة المصفوفة =n ؛ $[r(\Pi) = n]$. المتغيرات في المتجه Y كلها $I(0)$ يقدر متجه الإنحدار الذاتي VAR بالمستوى.

- $n > r$ رتبة المصفوفة ≤ 1؛ $[1 \leq r(\Pi) < n]$. المتغيرات في المتجه Y كلها $I(1)$ ويوجد بينها r متجه للتكامل المشترك. وفي هذه الحالة تشكل صفوف المصفوفة β متجهات التكامل المشترك(تقيس العلاقة بين متغيرات المتجه في الأجل الطويل)، وتقيس عناصر المصفوفة α سرعة تكيف المتغيرات الداخلية في النموذج للإنحراف عن العلاقة التوازنية في الأجل الطويل.

ويتم اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات بواسطة مقارنة قيم إحصائيات الاختبار المحسوبة بقيم إحصائيات الاختبار عند مستوى معنوية معين فإذا كانت قيمة Johanson and Juselius الجدولية المناظرة الواردة في إحصائيات الاختبار المحسوبة أكبر من قيمة إحصائيات الاختبار الجدولية، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة القائلة بأن هناك تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة بمعنى أن هناك علاقة توازنيه طويلة الأجل بين هذه المتغيرات مع معرفة عدد متجهات هذا التكامل. يعرض الجدول(03) نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن.

الجدول 03: " نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن "

Date: 04/30/18 Time: 21:10
Sample (adjusted): 1983 2016
Included observations: 34 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LDEP LREV LOP LGDP LCPI LEX
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.768530	128.1372	95.75366	0.0001
At most 1 *	0.548695	78.38485	69.81889	0.0088
At most 2 *	0.491431	51.33401	47.85613	0.0227
At most 3	0.371155	28.34474	29.79707	0.0728
At most 4	0.284857	12.57316	15.49471	0.1314
At most 5	0.033936	1.173874	3.841466	0.2786

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 9.

تشير نتائج اختبار الأثر إلى رفض الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود أي علاقة لتكامل مشترك $r = 0$ ، حيث أن قيم إحصائية الأثر λ_{trace} عند هذه الفرضية تساوي 128.1372 وهي أكبر من القيمة الحرجة للاختبار والتي تساوي 95.72366 عند مستوى معنوية 5%، *نفس الشيئ يمكن قوله عن* $r = 1$ و $r = 2$؛ حيث نجد أن قيم إحصائية الأثر λ_{trace} أكبر من القيم الحرجة للاختبار عند مستوى معنوية 5% ($69.81889 <$ 78.38485) و ($47.85613 < 51.33401$) على التوالي، في حين أنه يتم قبول الفرضية العدمية الموالية التي تفيد بوجود ثلاث علاقات على الأكثر للتكامل المشترك $(r \leq 3)$ نظرا لكون قيمة إحصائية الأثر λ_{trace} والتي تساوي 28.34474 أقل من القيمة الحرجة للاختبار والبالغة 29.79707 عند مستوى معنوية 5%، *وهذا يعني أن رتبة المصفوفة* Π تساوي 3، أي $r = 3$. و بالتالي؛ يُظهر اختبار الأثر وجود ثلاث

علاقات للتكامل المشترك بين المتغيرات. وهذا ما يشير إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، أي أنها لا تبتعد كثيرا عن بعضها البعض في المدى الطويل بحيث تظهر سلوكا متشابها.

4.2. **تحديد فترات الإبطاء المثلى VAR Lag Order Selection Criteria**: تم اختيار عدد فترات التأخر الملائمة و التي تقوم بتدنية قيمة معايير Akaike (AIC)، Schwarz (SC) وHannan-Quin(HQ)، وذلك باستخدام معايير تحديد درجة التأخر لنموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه (VAR)، و من خلال هذا الاختبار تم تحديد فترات الإبطاء المناسبة لمتغيرات الدراسة (LDEP؛ LREV؛ LOP؛ LGDP؛ LCPI وLEX)، وما يمكن ملاحظته أن جميع المعايير اقترحت أن درجة التأخر الملائمة هي درجة واحدة باعتبارها الدرجة المثلى لاستخدامها في هذا النموذج. وهذا ما يوضحه الجدول(04).

الجدول 04: " فترات الإبطاء المثلى "

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LDEP LREV LOP LGDP LCPI LEX
Exogenous variables: C
Date: 04/29/18 Time: 21:19
Sample: 1980 2016
Included observations: 35

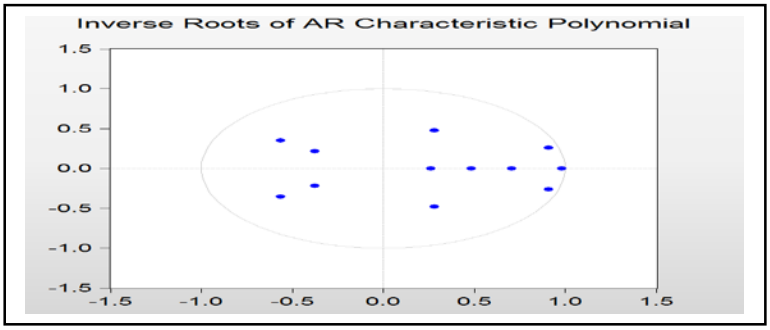
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-95.48019	NA	1.33e-05	5.798868	6.065499	5.890909
1	90.41688	297.4353*	2.62e-09*	-2.766679*	-0.900261*	-2.122392*
2	119.8691	37.02566	4.61e-09	-2.392521	1.073684	-1.195987

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

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 9.

وكما يتضح من الشكل (01) أن النموذج المقدر (VAR) يتمتع بتحقيق شروط الاستقرار (VAR satisfies the stability condition)، باعتبار أن جميع المعاملات أصغر من الواحد بالإضافة إلى أن جميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة(No root lies outside the unit circle)، مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة في ارتباط الأخطاء أو عدم ثبات التباين.

الشكل 01: " الجذور العكسية لـ AR متعدد الحدود "



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 9.

5.2. نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM): بناء على إختبار جوهانسن بوجود ثلاث متجهات للتكامل المشترك، يمكننا تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model. وهذا النموذج ماهو إلا نموذج متجه الانحدار الذاتي المعتاد، مقيدا بإضافة مقدار الخطأ في التوازن إلى معادلات النموذج وهو مايسمى بحد تصحيح الخطأ error correction term وذلك لتجنب خطأ توصيف النموذج. وفي هذا النموذج؛ تمثل فروق المتغيرات بفترات الإبطاء في الأجل القصير، بينما علاقة التكامل المشترك تمثل القيمة في الأجل الطويل. وفي هذا الإطار يمكن تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ حسب الملحق (01). وبما أننا وجدنا ثلاث علاقات للتكامل المشترك بين متغيرات الدراسة، فإنه يجب علينا قبول ثلاث نماذج من ضمن النماذج الستة ورفض البقية. ولذلك يمكن قبول النموذج D(LREV) والنموذج D(LDEP) والنموذج D(LEX).

وهذا لأن معامل التصحيح Coefficient للنماذج الثلاثة المختارة يتميز بالخصائص التالية:

- $Coefficient < 1$؛ وهذا حتى يتم التصحيح خلال فترة الدراسة.
- $Coefficient > 0$؛ وهذا حتى يتم تصحيح الفترات السابقة.
- الاحتمال المرافق له(Prob) أقل من 10% وهو معنوي وإيجابي.

وهذا ما يؤكد وجود سببية من المتغيرات المستقلة نحو المتغير التابع، وبالتالي العلاقة تحتوي على سببية في المدى الطويل.

6.2. اختبارات السببية: بالنسبة لدراسة اتجاه العلاقات السببية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة؛ فإنها تظهر من خلال نتائج اختبار السببية لـ Granger في الملحق(02).

تظهر نتائج اختبار السببية لـ Granger وانطلاقا من القيمة الاحتمالية التي كانت أصغر من مستوى معنوية 10%، حيث يتم رفض الفرضية H_0 والتي تدل بعدم وجود علاقة سببية وقبول الفرضية H_1 والدالة على وجود علاقة سببية أحادية الإتجاه من الإيرادات العامة الإجمالية إلى النفقات العامة الإجمالية وهو ما يتفق مع دراسة دراسة (FarajiDizaji, 2014)، ووجود كذلك علاقة سببية أحادية الإتجاه من سعر النفط إلى كل من الإيرادات العامة الإجمالية والنفقات العامة الإجمالية وهذا ما يتفق مع النتيجة التي توصل إليها (بن دحمان؛ ركراك؛ عمراني،2017)، وأيضا هناك علاقة سببية أحادية الإتجاه من الناتج الداخلي الخام إلى كل من الإيرادات العامة الإجمالية والنفقات العامة الإجمالية، بالإضافة إلى وجود علاقة سببية أحادية الإتجاه من سعر الصرف الحقيقي إلى كل من الإيرادات العامة الإجمالية والناتج الداخلي الخام ومؤشر أسعار المستهلك.

أما بالنسبة لاختبارات السببية قصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة؛ فيمكن توضيحها في الملحق(03).

يلاحظ من نتائج اختبار سببية Granger؛ أن المتغيرات المستقلة في النموذج يمكن اعتبارها مجتمعة على أنها متغيرات خارجية، حيث أن احتمال الرفض يساوي 0.0004 و هو أقل من 0.05 و هذا ما يؤكد صحة تمثيل النموذج D(LREV). نفس الشيء يمكن قوله عن النموذج D(LDEP) (0.0000) و D(LEX) (0.0005).

بالنسبة للمتغير التابع LREV؛ يلاحظ أن النفقات العامة الإجمالية تسبب الإيرادات العامة الإجمالية في المدى القصير، حيث أن الإحتمال المرافق يساوي 0.0039 وهو أقل من 0.05، و هذا يعني أن النفقات العامة الإجمالية

لها أثر إيجابي و معنوي على الإيرادات العامة الإجمالية في الجزائر في المدى القصير. من جانب آخر؛ أسعار النفط لا تسبب الإيرادات العامة الإجمالية في المدى القصير، حيث أن الإحتمال المرافق يساوي 0.1863 وهو أكبر من 0.05، و هذا يعني أن أسعار النفط لا تفسر الإيرادات العامة الإجمالية في المدى القصير، فأسعار النفط تحتاج إلى فترة زمنية أطول نوعا ما حتى يظهر أثرها المعنوي على الإيرادات العامة الإجمالية في الجزائر. كما أن الناتج الداخلي الخام يسبب الإيرادات العامة الإجمالية في المدى القصير، حيث أن الإحتمال المرافق يساوي 0.0006 وهو أقل من 0.05، وهذا يعني الناتج الداخلي الخام له أثر إيجابي و معنوي على الإيرادات العامة الإجمالية في الجزائر في المدى القصير.

بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي فإنه يسبب الإيرادات العامة الإجمالية في المدى القصير، حيث أن الإحتمال المرافق يساوي 0.0359 وهو أقل من 0.05، و هذا يعني أن سعر الصرف الحقيقي له أثر إيجابي و معنوي على الإيرادات العامة الإجمالية في الجزائر في المدى القصير.

بالنسبة للمتغير التابع LDEP؛ فإن الناتج الداخلي الخام الإجمالي يسبب النفقات العامة الإجمالية في المدى القصير، حيث أن الإحتمال المرافق يساوي 0.0002 وهو أقل من 0.05، و هذا يعني أن الناتج الداخلي الخام الإجمالي له أثر إيجابي و معنوي على النفقات العامة الإجمالية في الجزائر في المدى القصير. إلا أن أسعار النفط والإيرادات العامة الإجمالية لا تسببان النفقات العامة الإجمالية في المدى القصير، حيث أن الإحتمال المرافق لهما يساوي (0.1303)و(0.0848)على التوالي؛ وهما أكبر من (0.05)، و هذا يعني أن أسعار النفط و الإيرادات العامة الإجمالية لا تفسر النفقات العامة الإجمالية في المدى القصير، لأنهما يحتاجان إلى فترة زمنية أطول نوعا ما حتى يظهر أثرهما المعنوي على النفقات العامة الإجمالية في الجزائر.

بالنسبة للمتغير التابع LEX؛ فإنه يمثل أثر السياسة النقدية وبالتالي فإن الناتج الداخلي الخام الإجمالي و الإيرادات العامة الإجمالية يتسببان في تقلب سعر الصرف الحقيقي في المدى القصير؛ حيث أن الإحتمال المرافق لكليهما معنوي وإيجابي وهو أقل من (0.05). أما النفقات العامة الإجمالية فإنها تحتاج إلى فترة زمنية أطول نوعا ما حتى يظهر أثرها المعنوي على سعر الصرف الحقيقي في الجزائر.

7.2. تجزئة التباين Variance decompositions: في هذا النوع من التحليل، يتم قياس تأثير الصدمات على متغيرات النموذج عبر الزمن. وذلك عن طريق قياس اسهام الصدمات العشوائية لمتغيرات النموذج في التقلبات المستقبلية لمتغير ما. وبعبارة أخرى قياس النسبة من تباين خطأ التنبؤ للمتغير محل الإعتبار العائدة للصدمات غير المتنبأ بها لكل متغير من متغيرات النموذج خلال فترة التنبؤ.

يعرض الجدول (05) نتيجة تجزئة التباين لخطأ التنبؤ لمتغيرات الدراسة لعشر فترات إلى الأمام، حيث يعرض كل عمود نسبة إسهام كل متغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ لـLREV وLDEP وLEX.

الجدول (05): تجزئة التباين لخطأ التنبؤ.

		Explained by shocks in :					
Percentage of the forecast error of:	Years	LREV	LDEP	LOP	LGDP	LCPI	LEX
LREV	2	55.356	12.002	13.704	18.642	0.2818	**0.0130**
	6	43.958	21.624	4.4028	24.694	3.3867	**1.9327**
	10	39.519	24.343	2.7171	26.748	4.2597	**2.4118**
LDEP	2	5.3024	66.665	12.130	14.661	1.2335	**0.0065**
	6	7.2135	25.844	4.7701	48.483	10.182	**3.5059**
	10	5.7388	17.057	2.9311	56.029	13.388	**4.8549**
LEX	2	5.7210	13.158	3.2247	36.149	15.844	**25.901**
	6	1.0857	17.159	8.4855	32.683	18.807	**21.778**
	10	0.7434	17.749	9.1906	32.092	19.363	**20.861**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 9.

نلاحظ من الجدول أعلاه؛ أن الناتج الداخلي الخام وأسعار النفط يسهمان بالنسبة الأكبر في تفسير تباين خطأ التنبؤ للإيرادات العامة الإجمالية. فالصدمات لهذين المتغيرين تسهمان نسبيا بحوالي 18.64% و 13.70%، على التوالي، في تقلب الإيرادات العامة الإجمالية في الفترة الثانية(المدى القصير)، وترتفع هذه النسبة في الفترة السادسة والعاشرة (الأجل المتوسط والطويل) بالنسبة الناتج الداخلي الخام، أما بالنسبة لأسعار النفط فإن الصدمة تنخفض في الفترة السادسة والعاشرة (الأجل المتوسط والطويل)؛ وهذا لإمكانية الحصول على موارد مالية خارج القطاع النفطي. كما تساهم النفقات العامة الإجمالية بنسبة 12% في تفسير تباين خطأ التنبؤ للإيرادات العامة الإجمالية في المدى القصير؛ وترتفع هذه النسبة في الفترة السادسة والعاشرة (الأجل المتوسط والطويل).

أما صدمات متغير الإيرادات العامة الإجمالية فتتزايد أهميتها النسبية في الإسهام في تفسير التقلبات لها نفسها في الأجل القصير، حيث تتفوق على اسهام المتغيرين السابقين وتنخفض هذه النسبة قليلا في الأجل المتوسط والطويل. وأخيرا؛ تلعب صدمات متغيرا سعر الصرف الحقيقي و مؤشر أسعار المستهلك دورا صغيرا ومهملا في تفسير تباين خطأ التنبؤ للإيرادات العامة الإجمالية.

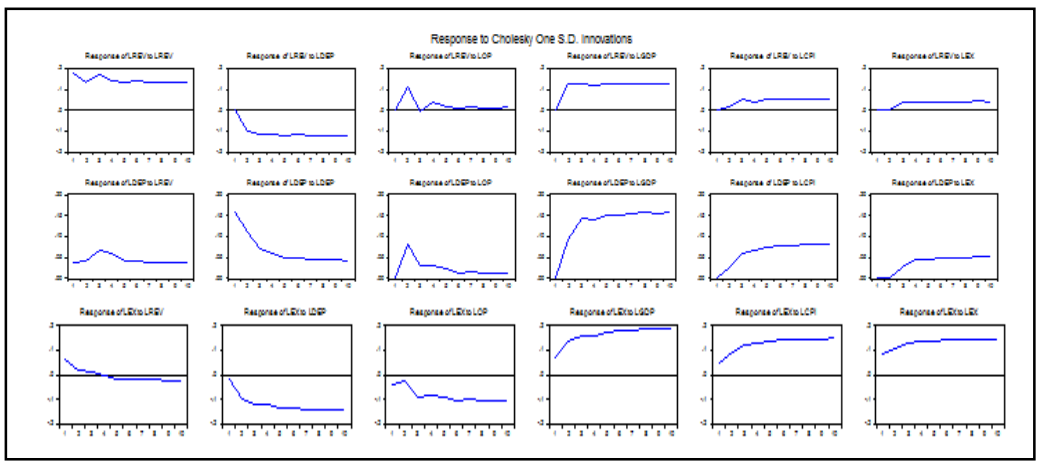
كذلك؛ ما يمكن ملاحظته أن صدمات أسعار النفط والناتج الداخلي الخام (معدل النمو الاقتصادي) يسهمان بالنسبة الأكبر في تقلب تباين خطأ التنبؤ للنفقات العامة الإجمالية في المدى القصر بنسبة 12.30% و14.66% على التوالي، وترتفع هذه النسبة في الفترة السادسة والعاشرة (الأجل المتوسط والطويل) وهو ما يؤثر على برامج وخطط التنمية على المدى المتوسط والطويل. كما تساهم الإيرادات العامة الإجمالية بنسبة 5.3% في تفسير تباين خطأ التنبؤ للنفقات العامة الإجمالية في المدى القصير؛ وترتفع هذه النسبة في الفترة السادسة والعاشرة (الأجل المتوسط والطويل).

بالنسبة لصدمات متغير النفقات العامة الإجمالية فتتزايد أهميتها النسبية في الإسهام في تفسير التقلبات لها نفسها في الأجل القصير بالنسبة الأكبر، حيث تتفوق على اسهام المتغيرين السابقين وتنخفض هذه النسبة قليلا في الأجل المتوسط والطويل؛ كما تلعب صدمات متغير مؤشر أسعار المستهلك بنسبة 10.18% في تفسير تباين خطأ التنبؤ للنفقات العامة الإجمالية في المدى المتوسط؛ وترتفع هذه النسبة في الفترة العاشرة بنسبة 13.38% (الأجل الطويل) وهو ما يؤكد تأثر النفقات العامة بإرتفاع نسبة التضخم في الجزائر. أما سعر الصرف الحقيقي فدوره يعتبر صغيرا ومهملا في تفسير تباين خطأ التنبؤ للإيرادات العامة الإجمالية.

بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي؛ فإن صدمة مؤشر أسعار المستهلك تساهم في تفسير تباين خطأ التنبؤ له بنسبة 15.85% في المدى القصير وترتفع هذه النسبة في الفترة السادسة والعاشرة (الأجل المتوسط والطويل) وهو ما يؤكد على انخفاض القدرة الشرائية؛ كما أن صدمة الناتج الداخلي الخام تساهم بنسبة 36.14% في المدى القصير وتنخفض هذه النسبة في المدى المتوسط والطويل.

8.2. اختبار استجابة ردة الفعل Impulse –Response Functions: اختبار استجابة ردة الفعل هي الطريقة الأخرى للتعرف على السلوك الحركي للنموذج. وتوضح استجابة ردة فعل تأثير صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لأحد المتغيرات (أي صدمة للمتغيرات العشوائية الهيكلية Innovations) على القيم الحالية والمستقبلية لمتغيرات النموذج. يعرض الشكل(02) العلاقات التي تمثل استجابة إستجابة كل من LREVو LDEPوLEX للصدمات لمتغيرات النموذج؛ مع ملاحظة أن سلوك هذه العلاقات في الأجل الطويل مشروط بمعادلات متجهات التكامل المشترك للنموذج. فالمحور الأفقي يبين عدد الفترات (السنوات هنا) التي مرت بعد حدوث الصدمة للمتغير، أما المحور العمودي فيقيس استجابة الإيرادات العامة والنفقات العامة وسعر الصرف الحقيقي (نسبة مئوية).

الشكل 02: " استجابة LREV؛ LDEP؛LEX للصدمات بمقدار انحراف معياري واحد "



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 9.

نلاحظ من الشكل؛ أولا أن تأثير صدمات أسعار النفط والناتج الداخلي الخام على الإيرادات العامة يهيمنان على تأثير المتغيرات الأخرى، وهذا متوافق مع تحليل التباين السابق. فصدمة بمقدار انحراف معياري واحد لأسعار النفط تؤثر بشكل موجب ودائم على الإيرادات، ففي البداية ترتفع الإيرادات بحوالي 11% في الفترة الثانية، ثم تنخفض نتيجة انخفاض أسعار النفط في الفترات القادمة لتستقر عند حوالي1.5% في الأجل الطويل، أي بعد عشر سنوات. كذلك صدمة بمقدار انحراف معياري واحد للناتج الداخلي الخام تؤثر بشكل موجب ودائم على الإيرادات، ففي البداية ترتفع الإيرادات بحوالي 12% في الفترة الثانية، ثم تستمر بالزيادة في الفترات القادمة لتستقر عند حوالي13% في الأجل الطويل، أي بعد عشر سنوات. ومن ناحية أخرى، تؤثر صدمة بمقدار انحراف معياري واحد للنفقات بشكل سالب ودائم على الإيرادات. ففي الفترة الثانية تنخفض الإيرادات بحوالي 10% استجابة لهذه الصدمة، ثم تستمر بالانخفاض لتستقر عند حوالي 12.5% في الأجل الطويل، أي بعد عشر سنوات. وتتصف استجابة الإيرادات لصدمات مؤشر أسعار المستهلك وسعر الصرف الحقيقي بأنها صغيرة نسبيا خلال السنوات. ففي البداية تستجيب الإيرادات بشكل موجب حيث ترتفع بحوالي 1% في الفترة الثانية، لترتفع بعد ذلك قليلا لتصل إلى 4% في الأجل الطويل.

ثانيا؛ صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لأسعار النفط تؤثر بشكل موجب ودائم على النفقات، ففي البداية ترتفع النفقات بحوالي 8% في الفترة الثانية، ثم تنخفض نتيجة انخفاض أسعار النفط في الفترات القادمة لتستقر عند حوالي1% في الأجل الطويل وهذا ما يؤثر على برامج التنمية نتيجة لسياسة التقشف، أي بعد عشر سنوات. كذلك صدمة بمقدار انحراف معياري واحد للناتج الداخلي الخام تؤثر بشكل موجب ودائم على النفقات، ففي البداية ترتفع النفقات بحوالي 9% في الفترة الثانية، ثم تستمر بالزيادة في الفترات القادمة لتستقر عند حوالي15% في الأجل الطويل، أي بعد عشر سنوات. كما تؤثر صدمة بمقدار انحراف معياري واحد للإيرادات بشكل موجب ودائم على النفقات. ففي الفترة الثانية ترتفع النفقات بحوالي 3.5% استجابة لهذه الصدمة، ثم تستمر بالارتفاع لتستقر عند حوالي 4.2% في الأجل المتوسط، ثم تعاود الانخفاض في الأجل الطويل. كما تتصف استجابة النفقات لصدمات مؤشر أسعار المستهلك بأنها معتبرة نسبيا. ففي البداية تستجيب النفقات بشكل موجب حيث ترتفع بحوالي 2.6% في الفترة الثانية، لترتفع بعد ذلك لتصل إلى 8.2% في الأجل الطويل؛ وهذا ما يؤكد زيادة النفقات نتيجة ارتفاع نسبة التضخم.

ثالثا؛ بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي؛ فإن صدمة بمقدار انحراف معياري واحد للناتج الداخلي الخام تؤثر فيه بشكل موجب ودائم؛ حيث يرتفع سعر الصرف الحقيقي بحوالي 7.5% في الفترة الثانية، ثم تستمر بالزيادة في الفترات القادمة لتستقر عند حوالي18.5% في الأجل الطويل؛ وكذلك صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لمؤشر أسعار المستهلك تؤثر في سعر الصرف الحقيقي بشكل موجب ودائم؛ حيث يرتفع بحوالي 5% في الفترة الثانية، ثم تستمر بالزيادة في الفترات القادمة لتستقر عند حوالي 15% على التوالي في الأجل الطويل وهو ما يعبر عن أثر السياسة النقدية.

الخاتمة:

سعت هذه الدراسة لتحليل أثر تقلب سعر النفط على أداء السياسة المالية في الجزائر في الأجلين القصير والطويل؛ حيث أظهرت النتائج حسب اختبار السببية لغرانجر وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر النفط إلى كل من الإيرادات العامة والنفقات العامة في الأجل الطويل؛ بالإضافة إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من الإيرادات العامة إلى النفقات العامة، أما في المدى القصير اتضح أن النفقات العامة لها أثر إيجابي و معنوي على الإيرادات العامة. ومن جانب آخر؛ تبين أن أسعار النفط لا تسبب (لا تفسر) الإيرادات العامة الإجمالية في المدى القصير، فأسعار النفط تحتاج إلى فترة زمنية أطول نوعا ما حتى يظهر أثرها المعنوي على الإيرادات العامة.

ومن خلال تحليل استجابة كل من النفقات العامة والإيرادات العامة وسعر الصرف الحقيقي للصدمات الهيكلية لسعر النفط والناتج الداخلي الخام ومؤشر أسعار المستهلك؛ أظهرت نتائج التحليل، باستخدام تجزئة التباين و اختبار استجابة ردة الفعل، الأهمية التي يحتلها متغيرا سعر النفط والناتج الداخلي الخام في تفسير تباين خطأ التنبؤ للإيرادات العامة والنفقات العامة؛ إذ اتضح تأثير صدماتهما على سلوك الإيرادات العامة والإيرادات العامة بكل من الأجلين القصير والطويل، وعليه فإن حدوث صدمة سلبية في السعر النفطي أي انخفاض سعر النفط سيؤدي بشكل حتمي الى انخفاض العوائد أي الإيرادات ومنه انتهاج سياسة مالية انكماشية؛ وهذا ما يؤثر على البرامج التنموية وعلى برنامج الانعاش الاقتصادي والنموذج الجديد للنمو. وهذا ما يعكس زيادة الحذر في إعداد السياسة المالية وتنفيذها في الجزائر في فترات انخفاض أسعار النفط؛ ولذا يجب تنويع الصادرات في القطاعات الاقتصادية الأخرى كالفلاحة والصناعة من أجل الخروج من تبعية الاقتصاد لقطاع المحروقات.

قائمة المراجع:

1. بن دحمان. آمنة، ركراك. مونية، وعمراني فاطمة. (جانفي, 2017). **أثر صدمات أسعار النفط على الميزانية العامة في الجزائر: دراسة قياسية**. *المجلة الجزائرية للاقتصاد والادارة، جامعة معسكر*، المجلد 8(9).

2. الحوشان. حمد بن محمد. (2008). **ديناميكية الناتج غير النفطي في المملكة العربية السعودية: تحليل متجه الانحدار الذاتي**. *مجلة جامعة الملك سعود للعلوم الادارية*، المجلد 20 (1).

3. عطية. عبد القادر محمد عبد القادر. (2004). ***الحديث في الاقتصاد القياسي: بين النظرية والتطبيق.*** الاسكندرية، مصر: الدار الجامعية.

4. EL Anshasy.A.A, Bradley.M.D .(septembre-october, 2012) .**Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries**. *Journal of Policy Modeling*, Volume 34(5).

5. Gujarati D.N .(2004) . **Basic Econometrics** .USA: the Mc Graw-Hill Companies.

6.Diekey.D.A, Fuller.W.A. (july, 1981). **the Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root**. *Econometrica, New York University*.
7. Berument.H, Ceylan.C .(2010) . **the Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA1 Countries**. *the Energy* Journal.
8. Hamilton.J.D .(Apr, 1983). **Oil and the Macroeconomy Since World War II**. *journal of political Economy*, Vol. 91 (2).
9. Mork.K.A .(Jun, 1989). **Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results** .*Journal of Political Economy*, Vol. 97(3).
10. Eltony.M.N, AL-Awadi.M. (September, 2001). **Oil price macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model** .*International Journal OF Energy*, Vol 25, Issue 11.
11. Darby.M.R .(Sep, 1982). **the Price of Oil and World Inflation and Recession** . *the American Economic Review*, Vol. 72, No. 4.
12. Farzangan.M.R, Markwardt.G .(january, 2009). **the effects of Oil Price Shocks on the Iranian Economy**. *Energy Economics*, Volume 31(1).
13. Olomola.P.A, Adjumo.A.V .(2006) .**Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria**. *International Reserch Journal of Finance and Economics*, Issue 3.
14. Henin.P.Y .(juillet, 1989). **Bilans et essais sur la non-Stationnarité des Séries Macroéconomiques: tendances, Cycles et Persistance**. *Revue d'économie Politique*, Vol. 99, No. 5.
15.Bourbonnais.R .(2015) . **Econométrie: Cours et Exercices Corrigés**. Paris: Dunod.
16. FarajiDizaji.S .(june, 2014**). the effects of oil shocks on government expenditures and government revenues nexus (with an application to Iran's Sanctions)**. Economic Modeling, Volume 40.
17. Davis.S.J., Haltiwanger.J .(January, 2001). **Sectoral Job creation and destruction responses to oil price changes**. *journal of Monetary Economics* 48.

الملاحق:

الملحق(01): نموذج متجه تصحيح الخطأ بعد تحويله إلى نظام.

System: UNTITLED
Estimation Method: Least Squares
Date: 05/04/18 Time: 14:51
Sample: 1982 2016
Included observations: 35
Total system (balanced) observations 210

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.378881	0.209321	-1.810045	0.0721
C(2)	-0.250969	0.314181	-0.798803	0.4256

C(3)	-0.234168	0.242731	-0.964724	0.3361
C(4)	0.206378	0.162690	1.268537	0.2064
C(5)	0.602410	0.576212	1.045466	0.2974
C(6)	-0.042040	0.041432	-1.014682	0.3118
C(7)	-0.054877	0.391823	-0.140056	0.8888
C(8)	0.085803	0.061168	1.402730	0.1626
C(9)	-0.371382	0.194117	-1.913185	0.0505
C(10)	0.106440	0.291360	0.365321	0.7153
C(11)	0.045519	0.225100	0.202216	0.8400
C(12)	0.182024	0.150873	1.206472	0.2294
C(13)	0.196757	0.534358	0.368211	0.7132
C(14)	-0.020971	0.038422	-0.545796	0.5860
C(15)	-0.070725	0.363362	-0.194640	0.8459
C(16)	0.080811	0.056725	1.424592	0.1562
C(17)	0.565338	0.313609	1.802682	0.0733
C(18)	-0.205163	0.470712	-0.435857	0.6635
C(19)	-0.586883	0.363664	-1.613806	0.1085
C(20)	-0.245771	0.243745	-1.008310	0.3148
C(21)	2.013266	0.863292	2.332080	0.0209
C(22)	0.065214	0.062074	1.050584	0.2950
C(23)	-0.067050	0.587037	-0.114218	0.9092
C(24)	-0.135505	0.091644	-1.478604	0.1412
C(25)	-0.049803	0.133632	-0.372684	0.7099
C(26)	0.108132	0.200575	0.539108	0.5906
C(27)	-0.152294	0.154961	-0.982790	0.3272
C(28)	0.030356	0.103862	0.292276	0.7704
C(29)	-0.112313	0.367857	-0.305316	0.7605
C(30)	0.014928	0.026450	0.564366	0.5733
C(31)	0.295764	0.250142	1.182382	0.2388
C(32)	0.129834	0.039050	3.324794	0.0011
C(33)	2.653526	0.807341	3.286748	0.0012
C(34)	-0.876593	1.211779	-0.723394	0.4705
C(35)	-0.147466	0.936199	-0.157516	0.8750
C(36)	-0.498181	0.627487	-0.793931	0.4284
C(37)	5.471684	2.222418	2.462041	0.0149
C(38)	-0.168653	0.159799	-1.055402	0.2928
C(39)	0.721758	1.511240	0.477593	0.6336
C(40)	-0.673195	0.235923	-2.853447	0.0049
C(41)	-0.371838	0.170956	-2.175053	0.0311
C(42)	-0.021112	0.256596	-0.082276	0.9345
C(43)	-0.070277	0.198242	-0.354503	0.7234
C(44)	0.030755	0.132871	0.231465	0.8172
C(45)	-0.311099	0.470601	-0.661069	0.5095
C(46)	-0.021304	0.033838	-0.629580	0.5299
C(47)	0.208890	0.320008	0.652766	0.5148
C(48)	0.122574	0.049957	2.453590	0.0152

Determinant residual covariance 1.93E-10

Equation: D(LREV) = C(1)*(LREV(-1) + 1.08340583985*LDEP(-1) - 0.150662913557*LOP(-1) - 1.84786263398*LGDP(-1) - 0.171781856475*LCPI(-1) - 0.25348196421*LEX(-1) + 0.325957388022) + C(2)*D(LREV(-1)) + C(3)*D(LDEP(-1)) + C(4) *D(LOP(-1)) + C(5)*D(LGDP(-1)) + C(6)*D(LCPI(-1)) + C(7)*D(LEX(-1))

+ C(8)

Observations: 35

R-squared	0.476304	Mean dependent var	0.096387
Adjusted R-squared	0.340531	S.D. dependent var	0.217016
S.E. of regression	0.176234	Sum squared resid	0.838578
Durbin-Watson stat	1.893541		

Equation: D(LDEP) = C(9)*(LREV(-1) + 1.08340583985*LDEP(-1) - 0.150662913557*LOP(-1) - 1.84786263398*LGDP(-1) - 0.171781856475*LCPI(-1) - 0.25348196421*LEX(-1) + 0.325957388022) + C(10)*D(LREV(-1)) + C(11)*D(LDEP(-1)) + C(12) *D(LOP(-1)) + C(13)*D(LGDP(-1)) + C(14)*D(LCPI(-1)) + C(15)*D(LEX(-1)) + C(16)

Observations: 35

R-squared	0.445519	Mean dependent var	0.121838
Adjusted R-squared	0.301765	S.D. dependent var	0.195587
S.E. of regression	0.163433	Sum squared resid	0.721180
Durbin-Watson stat	1.821474		

Equation: D(LEX) = C(41)*(LREV(-1) + 1.08340583985*LDEP(-1) - 0.150662913557*LOP(-1) - 1.84786263398*LGDP(-1) - 0.171781856475*LCPI(-1) - 0.25348196421*LEX(-1) + 0.325957388022) + C(42)*D(LREV(-1)) + C(43)*D(LDEP(-1)) + C(44) *D(LOP(-1)) + C(45)*D(LGDP(-1)) + C(46)*D(LCPI(-1)) + C(47)*D(LEX(-1)) + C(48)

Observations: 35

R-squared	0.319422	Mean dependent var	0.089217
Adjusted R-squared	0.142976	S.D. dependent var	0.155476
S.E. of regression	0.143933	Sum squared resid	0.559351
Durbin-Watson stat	1.989082		

الملحق (02): اختبارات السببية لـ Granger بين المتغيرات (VAR) في المدى الطويل.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LDEP does not Granger Cause LREV	35	0.04364	0.9574
LREV does not Granger Cause LDEP		2.77346	0.0785
LOP does not Granger Cause LREV	35	6.95218	0.0033
LREV does not Granger Cause LOP		1.94466	0.1606
LGDP does not Granger Cause LREV	35	6.73538	0.0038
LREV does not Granger Cause LGDP		1.67983	0.2035
LEX does not Granger Cause LREV	35	2.80178	0.0766
LREV does not Granger Cause LEX		0.72301	0.4936
LOP does not Granger Cause LDEP	35	3.86263	0.0322
LDEP does not Granger Cause LOP		1.49243	0.2410
LGDP does not Granger Cause LDEP	35	10.6211	0.0003
LDEP does not Granger Cause LGDP		0.45284	0.6401

LEX does not Granger Cause LGDP	35	2.64966	0.0872
LGDP does not Granger Cause LEX		0.12881	0.8796
LEX does not Granger Cause LCPI	35	2.52386	0.0970
LCPI does not Granger Cause LEX		0.94204	0.4011

الملحق (03): نتائج اختبار السببية قصير الأجل بين المتغيرات(VAR).

Dependent variable: LREV

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LDEP	8.306834	1	0.0039
LOP	1.746248	1	0.1863
LGDP	11.77733	1	0.0006
LEX	4.400109	1	0.0359
All	22.79521	5	0.0004

Dependent variable: LDEP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LREV	2.970440	1	0.0848
LOP	2.288442	1	0.1303
LGDP	13.93970	1	0.0002
All	29.83306	5	0.0000

Dependent variable: LEX

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LREV	10.16180	1	0.0014
LDEP	3.322520	1	0.0683
LGDP	11.62038	1	0.0007
All	22.22529	5	0.0005