تحليل وقياس العلاقة بين النفقات العامة و الايرادات العامة في الجزائر للمدة 1970–2015.

Analysis and measurement of the relationship between Public Revenue and Public expenditure in Algeria for the period 1970-2015

د.كش محمد[1]،

[1] المركز الجامعي عين تموشنت، Keche_mohammed@yahoo.fr

تاريخ الاستلام: 12 /05/ 2018 تاريخ القبول: 13 /06/ 2018 تاريخ النشر: 15 /06/ 2018

ملخص :

يبرز التدخل الحكومي في الاقتصاد الوطني من خلال السياسة الجبائية وسياسة الإنفاق ، حيث لعبتا دورا حاسما في رسم المعالم الأساسية للاقتصاد الوطني وتحديد اتجاهاته العامة في إطار تحقيق أهداف السياسة الاقتصادية العامة ،وتعد العلاقة بين النفقات العامة و الإيرادات العامة مهمة لأنها تعكس العلاقة بين أدوات السياسة المالية والمتغيرات الاقتصادية (لاستهلاك ،الادخار،حجم الاستثمارات ، العمالة...).

يهدف البحث إلى تحليل وقياس العلاقة بين النفقات العامة و الإيرادات العامة في الاقتصاد الجزائري ومدى الترابط بينهما بعلاقات سببية قد تكون باتجاه واحد أو باتجاهين (تغذية عكسية) وحددت النظرية الاقتصادية اتجاه العلاقة لكثير من الظواهر الاقتصادية إلا أن بعضها لم تحسم صيغة العلاقة بين المتغيرات لذا لابد من دراسة السببية لمعرفة اتجاه تلك العلاقة وقد تناول هذا البحث مطلبين خُصص الأول لتوصيف المنهج القياسي المستخدم في تقدير العلاقة السببية و الثاني لتحديد اتجاه العلاقة السببية للمتغيرات قيد الدراسة ، باستخدام الأساليب القياسية الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية من اختبار جدر الوحدة والتكامل المشترك وسببية جرا نجر Engle- Granger ونموذج (VAR) (Vector Auto Regressive).

الكلمات المفتاحية:الإيرادات العامة ،الجباية البترولية ، الجباية العدية ، النفقات العامة ، العلاقة السببية .

ABSTRACT :

Government intervention in the national economy is reflected in fiscal and expenditure policies, which have been instrumental in defining the fundamental characteristics of the national economy and in determining its trends. in achieving the objectives of the general economic policy. The relationship between public spending and government revenue is important Among financial policy instruments and economic variables
(Consumption, savings, volume of investments, employment ...).

The research aims to analyze and measure the relationship between public spending and public revenue in the Algerian economy and the extent of their correlation with one-way or two-way relations (reverse supply). Economic theory has determined the orientation of the relationship to many economic phenomena, but some have not solved the link between the

variables. Therefore, it is necessary to study the reason for determining the orientation. of this relationship. This study focused on two requirements: the first requirement was to describe the econometric method used to estimate the cause-and-effect relationship and the second was to determine the direction of the causal relationship of the variables studied.

Keywords : Public Revenue, , Petroleum taxation, Ordinary taxation Public expenditure , Causality.

المؤلف المرسل: كش محمد ، الإيميل: Keche_mohammed@yahoo.f

1. مقدمـــة

زادت أهمية السياسة المالية كسياسة اقتصادية كلية خاصة بعد أزمة الكساد الكبير سنة 1929 أين أصبح من الضروري تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية بشكل أوسع لضمان تفعيل أداء الاقتصاد، حيث تمثل السياسة الجبائية دورا أساسيا مؤثرا في النشاط الاقتصادي وتعتبر أداة مثلى يمكن من خلالها توجيه النشاط الاقتصادي نحو القطاعات الهادفة إلى تحقيق مختلف استراتيجيات التنمية الاقتصادية، وهذا ما يؤدي إلى إيجاد مصادر كافية للتمويل ،كما أن التطور التاريخي للنفقات العامة في الفكر الاقتصادي يبين مدى أهميتها سواء من الجانب الاجتماعي أو الجانب الاقتصادي وذلك لارتباطها بتطور الدولة في الاقتصاد الذي يعد ضرورة حتمية لضمان توازن الأداء الاقتصادي وتجنب الأزمات ،وتعد العلاقة بين الإيرادات العامة و النفقات العامة محل اهتمام العديد من الاقتصاديين، حيث أدت هذه العلاقة إلى استنباط أربع فرضيات فالأولى هي أن الإيرادات الحكومية تسبب في النفقات العامة أي أولوية الإيراد على الإنفاق (Friedman 1978) أما الثانية والتي دعا إليها (Buchanan and Wagner 1978)فهي أن النفقات العامة تسبب الإيرادات الحكومية (أولوية الإنفاق)، و الفرضية الثالثة افترضها Peacok and Wiseman (1979) هي المالية المتزامنة(اتجاه ثنائي السببية)، حيث يعتقد أن الإيرادات الحكومية وقرارات النفقات العامة يتم تحديدهما معا، وأخيرا فرضية المؤسسية والتي افترضها كل من Baghestani and McNow (1988) Wildavsky (1994) (قرارات حكومية) أي أنه لا توجد أي علاقة بينهما (مستقلين عن بعضهما البعض) .

تأتي أهمية البحث من أن الاقتصاد الجزائري هو اقتصاد ريعي يعتمد على إيرادات من العملة الأجنبية من خلال الصادرات النفطية لتمويل الموازنة العامة أي الرعاية الأبوية من قبل الحكومة لمسار التنمية الاقتصادية،لذا لابد من دراسة العلاقة بين النفقات العامة و الإيرادات العامة ،وذلك للوصول إلى حقيقة التأثيرات بينهما .

وتكمن مشكلة البحث في أن كل إنفاق حكومي كان وراء زيادة مسبوقة في الإيرادات العامة وطالما يمول النفقات التشغيلية على حساب النفقات الاستثمارية ،و من تم تتبلور الإشكالية كمايلي:

هل هناك علاقة سببية بين النفقات العامة و الإيرادات العامة في الجزائر وفي حالة وجودها،ما هو اتجاها؟ ،و ينطلق البحث من فرضية مفادها " وجود علاقة تبادلية بين النفقات العامة و الإيرادات العامة في الجزائر.

ويأتي هدف البحث في تحليل وقياس العلاقة السببية بين النفقات العامة و الإيرادات العامة في الجزائر ما بين 1970 و 2015 من خلال اختبار سببية جرانجرو نموذج VAR (Vector Auto Regressive). تناول هذا البحث مطلبين خُصص الأول لتوصيف المنهج القياسي المستخدم في تقدير العلاقة السببية ، و الثاني لتحديد اتجاه العلاقة السببية للمتغيرات قيد الدراسة باستخدام الأساليب القياسية الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية من اختبار جدر الوحدة والتكامل المشترك وسببية أتجل جرانجر Engle- Granger ونموذج (Vector Auto Regressive (V A R)وتم الوصول إلى وجود علاقة سببية بين الإنفاق الحكومي و الإيرادات العامة

المطلب الأول: الأدوات والاختبارات القياسية المعتمدة في الدراسة

إن اهتمام الباحثين في مجال القياس الاقتصادي الذي من شأنه دراسة وتحليل العلاقات السببية بين المتغيرات الاقتصادية يلزم الإلمام الكبير والواسع بالجوانب النظرية الاقتصادية المتعلقة بالظاهرة المدروسة، بالإضافة إلى استعمال الأدوات القياسية من أجل تسهيل الوصول إلى النتائج الدقيقة في هذا المجال.

1- استقرارية السلاسل الزمنية والتكامل المشترك

يعد موضوع تحليل السلاسل الزمنية من المواضيع الإحصائية المهمة التي تتناول سلوك الظواهر وتفسيرها عبر فترات زمنية محددة، يمكن إجمال أهداف تحليل السلاسل الزمنية بالحصول على وصف دقيق للملامح الخاصة للعملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية، وبناء نموذج لتفسير سلوك السلسلة الزمنية واستخدام النتائج للتنبؤ بسلوك السلسلة في المستقبل، ولتحقيق ذلك يتطلب الأمر دراسة تحليلية للسلاسل الزمنية بالاعتماد على أساليب الاقتصاد القياسي والإحصاء.

1 -1 استقرارية السلاسل الزمنية

1-1-1ماهية الاستقرارية

تعرف السلسلة الزمنية على أنها عبارة عن بيانات مرصودة عبر الزمن، أو مجموعة بيانات ذات بعد زمني، و السلسلة الزمنية المستقرة هي تلك التي تتغير مستوياتها مع الزمن دون أن يتغير المتوسط فيها وذلك خلال فترة زمنية طويلة نسبيا، أما السلسلة الزمنية غير المستقرة فان مستوى المتوسط فيها يتغير باستمرار سواء نحو الزيادة أو النقصان، وتفترض كل الدراسات التطبيقية التي تستعمل بيانات السلاسل الزمنية أنها مستقرة(ساكنة) وغياب صفة الإستقرارية يؤدي إلى مشاكل قياسية مثل مشكلة الانحدار الزائف والتي تجعل معظم الاختبارات الإحصائية مظللة، ويرجع هذا إلى أن البيانات الزمنية

غالبا ما يوجد بها عامل الاتجاه الذي يعكس ظروفا معينة تؤثر على جميع المتغيرات فتجعلها تتغير في نفس الاتجاه العام بالرغم من عدم وجود علاقة حقيقية تربط بينهما، ويحدث هذا غالبا في موجات الرواج، الكساد أو الركود التي تجتاح المجتمعات.

وتعتبر السلسلة الزمنية مستقرة إذا ما توفرت فيها الخصائص التالية[1] :

• ثبات متوسط القيم عبر الزمن بحيث يكون المتوسط($E(\ \ _t)$ مستقل عن الزمن $E(\ \ _t) = \mu$

• ثبات التباين عبر الزمن أي أن ($var(\ \ _t)$ مستقل عن الزمن $var(\ \ _t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

• يعتمد التغاير بين أي قيمتين لنفس المتغير على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير

$$Cov(y_t - y_{t+k}) = \mathrm{E}[(\mathrm{y_t} - \mu)(\mathrm{y_{t+k}} - \mu)] = \mathrm{y_k}$$

ويوجد نوعين من السلاسل الزمنية غير المستقرة وهما[2]:

• **السلاسل الزمنية من النوع** TS (Tendance Stationnaire) : هذه النماذج غير مستقرة كون الوسط الحسابي مرتبط بالزمن وتأخذ الدالة الشكل التالي : $y_t = f(t) + \varepsilon_t$ ، حيث أن$f(t)$ كثير حدود في الزمن و ε_t خطأ أبيض، وأكثر هذه النماذج انتشارا يأخذ شكل كثير حدود من الدرجة الأولى كما يلي:$\mathrm{y_t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$ ،ولجعله مستقرا نستعين بالطريقة الانحدارية فنقوم بتقدير المعالم α_0 و α_1 بطريقة المربعات الصغرى العادية ونطرح القيمة $\alpha_0 + \alpha_1 t$ من $\mathrm{y_t}$ وتكون بذلك سلسلة البواقي ε_t سلسلة خالية من الاتجاه العام، كما أنه في حالة تعرض لصدمة عشوائية في لحظة زمنية معينة يكون مفعولها عابرا أي أنه يختفي بمرور الزمن وتسمى هذه الميزة بعدم اصرار الصدمات Propriété de non persistance des chocs وهذا يعني بأن المسار طويل المدى للسلسلة لا يتأثر بالتحولات الظرفية.

• **السلاسل الزمنية من نوع** DS (Différence stationnaire) : هذه النماذج أيضا غير مستقرة، وتبرز عدم استقرار عشوائي وتسمى كذلك بسلاسل السير العشوائي إذ تكون علاقة الاتجاه العام غير واضحة وذلك لعدم ثبات التباين عبر الزمن، وتكتب بالصيغة التالية:

$y_t = y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$ و لإرجاع السلسلة مستقرة نستعمل طريقة الفروق كما يلي:

$$(1 - D)^{\mathrm{d}} y_{\mathrm{t}} = \beta + \varepsilon_t$$

حيث أن D تمثل معامل التأخر و d تعبر عن رتبة الفروق، ونستعمل طريقة الفروق من الرتبة الأولى كما يلي: (d=1)

$$(1 - \mathrm{D})y_{\mathrm{t}} = \beta + \varepsilon_t \rightarrow y_{\mathrm{t}} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$$

إذا كان B=0 يسمى نموذج DS بدون مشتقة $y_t = y_{t-1}+\varepsilon_t$ وهذا النموذج كثير الاستعمال في دراسة كفاءة الأسواق المالية ويسمى بنموذج المتغير العشوائي Random walk model ولإرجاعه مستقرا يكفي تطبيق الفرق من الدرجة الأولى.

إذا كان $B \neq 0$ يسمى نموذج DS مع مشتقة ويكتب وفق الشكل التالي: $y_t = y_{t-1} + \beta+\varepsilon_t$ ولإرجاعه مستقرا يكفي تطبيق الفرق من الدرجة الأولى، وفي هذه النماذج فان صدمة في وقت معين تؤثر في مسار الاتجاه المستقبلي للسلسة الزمنية وتسمى هذه الخاصية بخاصية إصرا ر الصدمات وتعني أن المسار لا يعود لحالته الأولى بسبب الصدمة، كما أن أغلبية سلاسل الاقتصاد الكلي هي من نوع DS

1-1-2- اختبار استقرارية السلاسل الزمنية:

تعتبر دراسة استقرارية السلاسل الزمنية أحد الشروط المهمة عند دراسة التكامل المشترك لأن غيابها يتسبب في العديد من المشاكل القياسية، وتكمن أهميتها في التحقق من استقرار أو عدم استقرار السلسلة الزمنية بالإضافة إلى معرفة نوع عدم الاستقرار، وتعد اختبارات جذر الوحدة كفيلة بإجراء اختبارات الاستقرارية، وهناك العديد من الطرق المستخدمة في اختبار استقرارية السلسلة الزمنية نذكر منها[3] :

- **اختبا ر ديكي فولر الموسع** Augmentation Dickey Fuller : ويرمز له بالرمز ADF ، جاء هذا الاختبار عام 1981 ليأخذ بعين الاعتبار فرضية الخطأ الأبيض أي عدم وجود ارتباط في الأخطاء و هذا من بين النقائص التي ظهرت في اختبار DF ، و يقوم اختبار ADF على أساس فرضيتين هما: الفرضية العديمة $H_0: \Phi_1 = 1$

الفرضية البديلة $H_0: |\Phi_1| < 1$

وتقدير النماذج الثلاثة التالية بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية:

$$(1) \quad \Delta y_t = p y_{t-1} \sum_{j=2}^{p} \Phi_j y_{t-j-1} + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \Delta y_t = p y_{t-1} \sum_{j=2}^{p} \Phi_j y_{t-j-1} + c + \varepsilon_t$$

$$(3) \quad \Delta y_t = p y_{t-1} \sum_{j=2}^{p} \Phi_j y_{t-j-1} + c + \beta t + \varepsilon_t$$

وتشير *p* إلى رقم التأخر الذي يتم تحديده عن طريق تدنية معياري *Akaike et schwarz* ، والمبادئ العامة لهذا الاختبار مماثلة لاختبار (DF(Dickeyfuller.

2-1- اختبار التكامل المشترك(المتزامن) ونموذج تصحيح الخطأ الشعاعي VECM

1-2-1 اختبار التكامل المشترك:

يعتبر الأخذ بشرط الاستقرار عامل أساسي في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية، بينما إذا غابت صفة الاستقرار فإن علاقة الانحدار تكون زائفة، ويحدث هذا حتى وإن كان معامل التحديد R^2للعلاقة المقدرة عالية نسبيا *وقيم*t المحسوبة كبيرة، وذلك راجع لأسباب محددة من بينها احتواء البيانات الزمنية على عامل الاتجاه الذي يعكس ظروفا معينة تؤثر على جميع المتغيرات إما في نفس الاتجاه أو في اتجاهات متعاكسة.

لكن لا يجب أن يفهم على انه في كل الحالات التي تكون فيها السلسلة الزمنية غير مستقرة يكون الانحدار المقدر بينهما زائفا، فبيانات السلسلة الزمنية للمتغيرات المختلفة إذا كانت متكاملة من رتبة واحدة فإنها متساوية التكامل،فإذا كانت سلسلتين متساويتا التكامل فان العلاقة المقدرة بينهما لا تكون زائفة بالرغم من كون السلسلتين الأصليتين غير مستقرتين، ولاختبار ما إذا كان الانحدار المقدر من بيانات سلسلة زمنية زائفا أم لا تستعمل نظرية أو اختبار التكامل المشترك المتزامن "Co-*intégration* " ويعرف التكامل المتزامن أيضا بأنه ربط مجموعة من المتغيرات من نفس الدرجة أو من درجات مختلفة بحيث يؤدي هذا الربط إلى تشكيل تركيبة خطية متكاملة برتبة أقل أو تساوي أصغر رتبة للمتغيرات المستعملة[4].

أ- اختبار التكامل المشترك لعدة متغيرات ل(1988) Johansen :

من خلال هذا التوجه ل(1988) Johansen يتم استخدام اختبار للكشف عن وجود علاقة تكامل مشترك للأسباب التالية[5]:

- ✓ عند تقدير علاقة بين أكثر من متغيرين والسلاسل الأصلية غير الساكنة ولها نفس رتبة التكامل.
- ✓ التأكيد على صحة نتائج اختبار جرانجر، بمعنى تقوية النتائج المراد الحصول عليها.

وبالمقابل يعتمد اختبار(1988) Johansen إلى حد كبير على العلاقة بين رتبة المصفوفة وجذورها المميزة، وإن هذه المقاربة ليست أكثر من تعميم متعدد المتغيرات لاختبار DF .

بينما يتفوق هذا الاختبار على اختبار granger and Engel للتكامل المشترك، نظرا لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والاهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشف عن ما إذا كان هناك تكاملا مشتركا فريدا، أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، وهذا له أهميته في نظرية التكامل المشترك، حيث تشير إلى انه في حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد، فإن العلاقة التوازنية بين متغيرات تظل محل للشك والتساؤل.

وتقترح طريقة جوهانسون إحصائيتين لاختبار فرضية التكامل المشترك ، حبث الأولى تُعرف باختبار الأثر test de trace ، حيث تختبر فرضية العدم القائلة بأن عدد أشعة التكامل المشترك الوحيدة *k* أقل

أو يساوي العدد r $(k<r)$ مقابل الفرضية البديلة $(r=k)$ ، وإحصائية الاختبار تعطى بالعلاقة التالية[6] :

$$TR = -n\sum_{i=r+1}^{k}\log(1-y_i)$$

أما الاختبار الثاني هو اختبار القيمة الذاتية العظمى test de la valeur propre max وإحصائية هذا الاختبار تعطى بالصيغة التالية[7] : $VP_{max} = -nlog(1-y_{r+1})$

واختبار فرضية العدم يكون $(r=k)$ مقابل الفرضية البديلة($k=r+1$) وفي حالة إعطاء الاختبارين نتائج مختلفة فتأخذ بعين الاعتبار نتائج اختبار الأثر لأنه أكثر دقة من اختبار القيمة الذاتية العظمى، ويتم مقارنة الإحصائيات المحسوبة بالإحصائيات المجدولة التي أعدها Johansen[8]

ب- اختبا ر التكامل المشترك ذو المتغيرين ل(granger and Engel (1987 :

العنصر الأساسي الذي يجب توفره للتكامل المشترك هو أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة، إذا كانت السلاسل الزمنية غير متكاملة من نفس الدرجة فلا يمكن أن تكون علاقة تكامل مشترك بين هاتين السلسلتين، لذلك فمن الضروري التحقق من رتبة التكامل المشترك لكل سلسلة بواسطة اختبار ADF أو غيرها من الاختبارات الأخرى. حيث أثبت كل من granger and Engel (1987) بطريقة اختبار علاقة التكامل المشترك بين متغيرين وذلك وفق مرحلتين[9] :

تعتمد الأولى على تقدير علاقة الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$ بينما الطريقة الثانية تعتمد على اختبار مدى استقرارية حد الخطأ العشوائي ε_t لمعادلة الانحدار السابقة، فإذا كانت هذه الاخيرة مستقرة عند المستوى، فإن ذلك يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين X و Y وعليه فإن المتغيرات الاقتصادية المتصفة بالتكامل المشترك من المفروض أن تتجه في المدى الطويل نحو الاستقرار أ و ما يعرف بوضع التوازن، ولكن قد يحدث أن تنحرف عن مسارها لأسباب مؤقتة فلا يطلق عليها صفة الاستقرار إلا إذا ثبت أنها متجهة نحو التوازن في الأجل الطويل، ولذلك نستخدم نموذج تصحيح الخطأ ECM من أجل التوفيق بين السلوكيين القصير والطويل الأجل للعلاقات الاقتصادية وبعد التأكد من وجود التكامل المشترك فان النموذج الأكثر ملائمة لتقدير العلاقة بين المتغيرين هو نموذج تصحيح الخطأ ECM ، ويستخدم هذا النموذج عادة للتوفيق بين السلوك قصير الأجل والسلوك طويل الأجل للعلاقات الاقتصادية فهو مسار تعديلي يسمح بإدخال التغيرات الناتجة في المدى القصير في علاقة المدى الطويل[10].

فإذا كانت لدينا سلسلتين زمنيتين غير مستقرتين ومتكاملتين يمكننا تقدير العلاقة بينهما انطلاقا من نموذج تصحيح الخطأ، ولقد بين كل من أنجل غرانجر أن كل السلاسل الزمنية المتكاملة يمكن تمثيلها بنموذج تصحيح- الخطأ، ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECMوفق الخطوتين التاليتين[11]

• **الخطوة الأولى**: تقدير علاقة المدى الطويل بواسطة المربعات الصغرى MCO $y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + \varepsilon_t$

• **الخطوة الثانية**: تقدير علاقة (النموذج الحركي) المدى القصير بواسطة MCO

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \Delta \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

حيث يشترط في حد معامل الخطأ α_2 ، والذي يعبر عن سرعة التكيف أن يكون سالبا ومعنوي إحصائيا، حتى يتفق مع أسلوب نموذج تصحيح الخطأ، ولذلك يسمى بتصحيح الخطأ، حيث يأخذ بعين الاعتبار التفاعل الديناميكي في الأجل القصير والطويل، بين المتغير التابع والمتغير لمستقل.

في الكثير من الأحيان تكون هناك عدة أشعة للتكامل المشترك، وبالتالي فان طريق أنجل- غرانجر تعتبر غير ملائمة في هذه الحالة، إضافة إلى ذلك، مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية OLS غير ثابتة مهما كان شعاع التكامل المشترك، لذلك وفي هذه الحالة ينبغي اللجوء إلى التمثيل الشعاعي لنموذج تصحيح الخطأ VECM

2-2-1 نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي Vector Error Correction Model :

نفترض مجموعة من المعادلات والتي يتم تمثيلها على شكل نموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه من الدرجة p يرمز له بالرمز VAR(p) مع k متغير في شكل مصفوفة[12] :

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

مع: y_t : شعاع ذو بعد $K \times 1$ يضم k متغير $y_{1t}, y_{2t}, \ldots\ldots, y_{kt}$

A_p: شعاع ذو بعد $K \times 1$

ε_t : شعاع الأخطاء العشوائية ذو بعد $K \times 1$ يمثل سيرورة خطأ أبيض ذات وسط حسابي يساوي صفر، مع مصفوفة التباين المشترك

$\varepsilon_t \sim i.id(0, \sum \varepsilon)$ أي $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sum \varepsilon$ وتجدر الإشارة إلى أن نموذج(VAR(p يمكن إعادة كتابته على شكل نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي VECM وهذا عندما يكون شرط الاستقرارية غير محقق، حيث يجب أن تكون جميع المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة.

إذا كانت جميع المتغيرات مستقرة عند المستوى I(0) ، فإنه يمكن بسهولة استخدام طريقة VAR ، أما إذا لم تكن مستقرة أي متكاملة من الدرجة d، I(d) حيث $d \geq 1$ فإنه يمكن القيام بأمرين:

•إذا لم تكن هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، فإنه يجب حساب الفروق (إجراء التفاضل)(d) مرة واحدة من أجل الحصول على نموذج VAR ؛

• إذا كانت هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، فإنه يمكن استخدام نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي VECM .

يمكن تعريف نموذج VECM من الدرجة p كما يلي[13]:

$$\Delta y_t = A_{0+}\Gamma_1\Delta y_{t-1} + \Gamma_2\Delta y_{t-2} + \cdots \Gamma_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + \prod y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Gamma_i = \sum_{j=i+1}^{p} A_j \qquad i = 1,2 \ldots \ldots p - \quad \text{و} \quad \prod = \sum_{i=1}^{p} A_i - 1$$

1

تم التوصل إلى نموذج VECM انطلاقا من مستويات نموذج VAR من خلال طرح y_{t-1} من كلا الطرفين وإعادة ترتيب الحدود.

تشير $\prod$ إلى مصفوفة المعامل طويل الأجل.

إن الحد $\prod y_{t-1}$ يطلق عليه عادة اسم الحد الطويل الأجل أو حد تصحيح الخطأ للنموذج.

يمكن كتابة المصفوفة $\prod$ على الشكل $\prod = \alpha\beta'$ ، حيث أن الشعاع α يمثل قوة استعادة التوازن أو سرعة التعديل للعودة إلى التوازن، أما β فهو عبارة عن شعاع تمثل عناصره معاملات العلاقات طويلة الأجل للمتغيرات، وكل توفيقة خطية تمثل علاقة تكامل مشترك.

- إذا كانت جميع عناصر $\prod$ معدومة أي رتبة المصفوفة $\prod$ تساوي صفر وبالتالي: $I = (A_1 + A_2 + \cdots + A_{p-1})$ فإنه لا يمكن المرور إلى انجاز نموذج تصحيح الخطأ، حيث يتم في هذه الحالة تقدير نموذج VAR التقليدي باستخدام المتغيرات ذات الفروق الأولى من أجل حذف الاتجاهات الزمنية.

- إذا كانت رتبة المصفوفة $\prod$ تساوي K، فهذا يعني أن كل المتغيرات مستقرة أي I(0) وبالتالي في هذه الحالة لا يطرح مشكل التكامل المشترك، حيث يتم تقدير نموذج VAR عند المستوى أي باستخدام البيانات الأصلية.

- إذا كانت رتبة المصفوفة $\prod$) يرمز لها بالرمز (r) محصورة بين 1 و (k-1)أي $1 \leq r \leq k-1$ ، فإنه يوجد إذن r علاقة تكامل مشترك ويكون التمثيل بواسطة نموذج تصحيح الخطأ ECM صحيحا، ويكتب بالشكل التالي:

$$\Delta y_t = A_{0+}\Gamma_1\Delta y_{t-1} + \Gamma_2\Delta y_{t-2} + \cdots \Gamma_{p-1}\Delta y_{t-p+1} + \alpha e_{t-1} + \varepsilon_t$$

في هذا النوع من النماذج لا يمكن تطبيق المربعات الصغرى العادية OLS بسبب وجود مشاكل التحديد، لهذا ينبغي استخدام طريقة الإمكان الأعظم Likelihood Maximum .

3-2-1 نماذج الانحدار الذاتي ذات المتجه VAR (Vector Auto Regressive)

يعتبر Christopher Sims أول من اقترح نماذج الانحدار الذاتي VAR في عام 1980 ، من خلال مقاله المعنون بـ .Macroeconomics and Reality في مجلة economica فكان Sims يرى أن الطريقة التقليدية في بناء النماذج القياسية التي تعتمد على وجهة النظر التفسيرية إذ تتضمن كثيرا من

الفرضيات غير المختبرة مثل استبعاد بعض المتغيرات من بعض المعادلات من أجل الوصول إلى تشخيص مقبول للنموذج، وكذلك الأمر فيما يتعلق باختبار المتغيرات الخارجية وشكل توزيع فترات الإبطاء الزمني، وبالتالي يرى Sims أن هناك قصور في نماذج الاقتصاد الكلي ذات التوجه الكينزي للأسباب سالفة الذكر، وقد نال Sims وزميله thomas Sargent سنة 2011 جائزة نوبل لقاء أبحاثهم التجريبية حول الأسباب والآثار التي تحدث في الاقتصاد الكلي، ويقترح Sims في نموذجه معاملة المتغيرات جميعها بالطريقة نفسها دون أية شروط مسبقة (استبعادها أو عدّها خارجية)، وإدخالها جميعا في المعادلات بعدد مدة الإبطاء الزمني نفسها[14].

***النموذج العام ل VAR** : نموذج الانحدار الذاتي VAR الذي اقترحه سيمس، يستخدم هذا الأسلوب في التنبؤ في حالة النماذج الآنية التي يوجد في ظلها علاقات بين المتغيرات..

يتم إنشاء مجموعة من المتغيرات العشوائية الزمنية عن طريق نموذج VAR ، إذا كان كل من هذه المتغيرات وفق علاقة خطية من قيمها الماضية وكذلك القيم الماضية للمتغيرات الأخرى من المجموعة، مثال على ذلك متغيرين زمنيين عشوائيين X_{1t} وy_{1t} يتم نمذجتهم عن طريق نموذج VAR وفق الصيغة التالية[15]:

$$X_{1t} = \mu_1 + \rho_{11}X_{1t-1} + \rho_{12}X_{1t-2} + \rho_{22}X_{2t-2} + \mu_{1t}$$
$$X_{2t} = \mu_2 + \gamma_{11}X_{1t-1} + \gamma_{12}X_{1t-2} + \gamma_{22}X_{2t-2} + \mu_{2t}$$

ووفق الصيغة العامة يظهر لنا جليا أن كل معادلة هي عبارة عن معادلة انحدار لعنصر من الشعاع X_t على ماضيه وماضي العناصر الأخرى من الشعاع، نرى في هذه المعادلات نوعا من الانتظام الإحصائي في إدخال المتغيرات، وبشكل خاص أخذ التأثيرات الديناميكية المتبادلة بين هذه المتغيرات بالحسبان. إن تقدير النموذج السابق يمكن أن يتم باستخدام طريقة المربعات الصغرى المطبقة على كل معادلة على حدا.

2 - اختبار السببية ل غرانجر : granger causality

إن تحديد العلاقات السببية ما بين المتغيرات الاقتصادية يسمح في العديد من الأحيان بتحديد نوع العلاقة ما بين هذه المتغيرات في المدى القصير، وهذا ما يتيح لنا معلومات تمكننا من الفهم النظري الجيد للظواهر الاقتصادية، وبالتالي أصبحت معرفة علاقة واتجاه السببية شرطا ضروريا عند تأسيس السياسة الاقتصادية، وقد قدم غرانجر هذا الاختبار سنة 1969 ، والذي يسمح بمعرفة أي المتغيرين يؤثر على الآخر، فعموما يمكن القول أن المتغير X يسبب في المتغير Y إذا كان التنبؤ ب Y الذي يعتمد بشكل كبير عل معرفة ماضي المتغيرين X و Y أحسن من التنبؤ الذي يعتمد فقط على ماض Y ويمكن التعبير عن ذلك رياضيا كما يلي[16]:

$$(1) \quad E[y_t/y_{t-1}, x_{t-1}] \neq E[y_t/y_{t-1}]$$
$$(2) \quad E[y_t/y_{t-1}, x_t] \neq E[y_t/y_{t-1}, X_{t-1}]$$
$$(3) \quad v_3[y_t/y_{t-1}, x_{t-1}] \neq v_3[y_t/y_{t-1}]$$

: حيث أن: X يتسبب في y في الفترة t إذا تحققت المعادلة رقم (1)

X يتسبب فوريا في y في الفترة t إذا تحققت المعادلة رقم (2)

X لا يتسبب فوريا في y في الفترة t إذا تحققت المعادلة رقم (3)

v_3 تمثل مصفوفة تباين التغاير لأخطاء التنبؤ

المطلب الثاني :تحديد اتجاه العلاقة السببية للمتغيرا ت قيد الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى فحص العلاقة السببية بين الإنفاق الحكومي والإيرادات العامة في الجزائر خلال الفترة 1970 - 2015 ، وأي فرضية تُدعم من أصل أربع فرضيات المذكورة سابقا ، وعليه سوف نقدر نموذجين قياسيين نحدد من خلالها هذه العلاقة، فالنموذج الأول يقدر العلاقة بين الإيرادات الجبائية والنفقات العامة، أما النموذج الثاني يقدر العلاقة بين الإيرادات العامة ومكونات النفقات العامة (نفقات التسيير ونفقات التجهيز).

1- المتغيرات المستخدمة ومصادر بياناتها:

تم استخدام في هذه الدراسة بيانات سلاسل زمنية سنوية للفترة 1970 - 2015 ، وتتمثل المعطيات المستخدمة فيما يلي:

أ. الجباية البترولية (Fiscalité pétrolière) : ونرمز لها بالرمز FP ، ، وقد تم الحصول على قاعدة البيانات لهذا المتغير من موقع البيانات المفتوحة للبنك الدولي data.albankaldawli.org ، ومن موقع الديوان الوطني للإحصائيات www.ons.dz ، و من موقع المديرية العامة للضرائب www.mfdgi.gov.dz.

ب. الجباية العادية (Fiscalité ordinaire) : ونرمز لها بالرمز FO ، ، وقد تم الحصول على قاعدة البيانات لهذا المتغير من موقع البيانات المفتوحة للبنك الدولي data.albankaldawli.org ، ومن موقع الديوان الوطني للإحصائيات www.ons.dz ، و من موقع المديرية العامة للضرائب www.mfdgi.gov.dz.

ج. الإيرادات العامة (Recette Budgétaire) : وهي مجموع الإيرادات الجبائية (الجباية البترولية والجباية العادية) والإيرادات غير الجبائية، والتي لها دور هام في تغطية النفقات العامة في الموازنة العامة خلال سنة معينة، ونرمز لها بالرمز RG وذلك خلال الفترة 1970-2015 ، وقد تم الحصول على قاعدة البيانات لهذا المتغير من موقع البيانات المفتوحة للبنك الدولي data.albankaldawli.org ، ومن

موقع الديوان الوطني للإحصائيات www.ons.dz ، و من موقع المديرية العامة للضرائب www.mfdgi.gov.dz.

د. نفقات التسيير (Dépenses Fonctionnements) : تتعلق هذه النفقات عموما بالنشاط الطبيعي والعادي للدولة،وتمكن هذه النفقات الدولة من تسيير وأداء مهامها الجارية وتتمثل في أجور الموظفين، التحويلات الاجتماعية ..الخ، ونرمز لها بالرمز DF وقد تم الحصول على قاعدة البيانات لهذا المتغير من موقع البيانات المفتوحة للبنك الدولي data.albankaldawli.org ، ومن موقع الديوان الوطني للإحصائيات www.ons.dz ، و من موقع المديرية العامة للضرائب www.mfdgi.gov.dz.

هـ. نفقات التجهيز (Dépenses Équipements): وتتمثل في النفقات المخصصة للاستثمارات المنتجة مثل بناء المصانع وغيرها، وكذلك الاستثمارات الاجتماعية مثل المدارس، المستشفيات...الخ، وكذا استثمارات أخرى،ونرمز لها بالرمز DE ، وقد تم الحصول على قاعدة البيانات لهذا المتغير من موقع البيانات المفتوحة للبنك الدولي data.albankaldawli.org ، ومن موقع الديوان الوطني للإحصائيات www.ons.dz ، و من موقع المديرية العامة للضرائب www.mfdgi.gov.dz.

2- تقدير نموذج أولوية الإيرادات العامة على النفقات العامة:

من أجل اختبار العلاقة بين الإيرادات العامة (الإيرادات الجبائية) والنفقات العامة في الجزائر خلال الفترة 1970-2015 الممثلة في النموذج (1) أدناه واختبار التكامل المشترك نتبع الخطوات التالية:

$$LogDG_t = \beta_0 + \beta_1 LogFO_t + \beta_2 \mathrm{LogFP}_t + \varepsilon_t \quad \leftarrow \text{النموذج } (1)$$

أ- دراسة استقرارية السلاسل الزمنية:

يعد اختبار جذر الوحدة لديكي فولر الموسع ADF دقيق في تحديد مدى استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة الخصائص الإحصائية لها، من حيث درجة تكاملها وطبيعة استقراريتها، وعليه نختبر السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج باستخدام اختبار ديكي فور الموسع ADF :

الجدول (1) : نتائج اختبار الاستقرارية لمتغيرات النموذج رقم 01 باستخدام اختبار ADF

	المستوى Level			الفرق الأول 1st difference			القرار
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	
القيم الحرجة عند 5%	2.928142	3.515523	1.948313	2.929734	3.515523	1.948495	
$LogDG$	1.525111	2.752818	0.689183	5.221850	5.383948	2.979185	ساكنة عند I(1)

$LogFO$	0.743227	2.842561	0.969912	5.775209	5.795384	1.974398	ساكنة عند I(1)
$LogFP$	2.144867	1.911247	2.334525	5.982490	6.292171	5.265074	ساكنة عند I(1)

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات eviews

تبين نتائج الجدول أعلاه لاختبار جذر الوحدة ADF أنه عند المستوى (Level) أن كل القيم المحسوبة ADF أقل من القيم الجدولية الحرجة ADF عند مستوى معنوية 5 % ،و بالتالي نقبل الفرضية العدمية التي تفيد بوجود جذور وحدوية و بالتالي عدم استقرار هذه السلاسل الزمنية عند المستوى، وعند تطبيق الاختبار عند الفروق الأولى نلاحظ أن كل القيم المحسوبة ADF أكبر من القيم الحرجة الجدولية ADF عند مستوى معنوية 5 %، و بالتالي نقبل الفرضية البديلة و نعتبر أن الفروق الأولى للمتغيرات هي سلاسل زمنية مستقرة، و منه فإن كلا من النفقات العامة والإيرادات الجبائية متكاملان من الدرجة الأولى، وباعتبارهما متكاملين من نفس الدرجة فإنه يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك.

ب- اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسون :

يكشف اختبار جوهانسون عن ما إذا كان هناك تكاملا مشتركا وحيدا أو أكثر، أي أن التكامل المشترك يتحقق فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، وهذا الأمر له أهمية في نظرية التكامل المشترك، حيث أنه في حالة عدم وجود تكامل مشترك وحيد، فإن العلاقة التوازنية في الأجل الطويل محل شك وتساؤل.

وقد تم اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسون بين النفقات العامة والإيرادات الجبائية، باستعمال اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى والنتائج المتوصل إليها جاءت على النحو التالي:

الجدول (2) :نتائج اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسون بين النفقات العامة والإيرادات الجبائية

فرضية العدم	القيمة الذاتية	الأثر trace	القيمة الحرجة لاختبار الأثر5%	الذاتية القيمة العظمى	القيمة الحرجة لاختبار القيمة الذاتية الأثر5%
r=0	0.58	49.21	45.61	28.18	26.27
$r \leq 1$	0.42	21.5	27.76	15.13	18.25
$r \leq 2$	0.17	8.46	15.16	7.32	13.24

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات eviews

من خلال الجدول أعلاه تبين نتائج الاختبار ما يلي:

- **اختبار الأثر:**

تبين نتائج اختبار الأثر إلى رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أي علاقة للتكامل المشترك (r=0) و ذلك لأن قيمة إحصائية الأثر λ_{trace} عند هذه الفرضية تساوي 49.21وهي أكبر من القيمة الحرجة للاختبار والتي تساوي 45.61 عند مستوى معنوية 5%، في حين أنه يتم قبول الفرضية العدمية الموالية والتي تفيد بوجود علاقة واحدة على الأكثر للتكامل المشترك $r \leq 1$. نظرا لكون قيمة إحصائية الأثر والتي تساوي 21.5 أقل من القيمة الحرجة للاختبار والبالغة 27.76 عند مستوى معنوية 5%، على التوالي، وبالتالي يظهر اختبار الأثر بوجود علاقة واحدة للتكامل المشترك بين متغيرات النموذج.

- **اختبار القيمة الذاتية العظمى:**

تم التوصل إلى نفس النتيجة من خلال القيمة الذاتية العظمى إلى رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أي علاقة للتكامل المشترك (r=0) وذلك لأن قيمة إحصائية للقيمة الذاتية العظمى عند هذه الفرضية تساوي 28.18 وهي أكبر من القيمة الحرجة للاختبار والتي تساوي 26.27 عند مستوى معنوية 5% ، تدل القيمة الإحصائية للقيمة الذاتية العظمى والتي تساوي 13.13 أقل من القيمة الحرجة للاختبار والبالغة 19.38 عند مستوى معنوية على أنه توجد علاقة واحدة للتكامل المشترك بين متغيرات النموذج، أي وجود شعاع وحيد للتكامل المشترك.

ج- اختبار السببية ل غرانجر:

بعدما اكتشفنا وجود علاقة التكامل المشترك بين النفقات العامة والجباية البترولية والجباية العادية عن طريق اختبار جوهانسون، سنقوم في هذه المرحلة بتحديد اتجاه التأثير من خلال العلاقات السببية وذلك باستخدام اختبار السببية ل granger ، وعليه جاءت نتائج الاختبار على النحو التالي:

الجدول (3) :نتائج اختبار السببية ل غرانجر بين النفقات العامة والإيرادات الجبائية

احتمالية فيشر) F-Prob	نتيجة اختبار السببية ل غرانجر	اتجاه السببية
0.015<0.05	نرفض : 0H الجباية البترولية لا تسبب في النفقات العامة.	سببية أحادية
0.21>0.05	نقبل : 0H النفقات العامة لا تسبب في الجباية البترولية	الاتجاه
0.63>0.05	نقبل H0 : الجباية العادية لا تسبب في النفقات العامة.	سببية أحادية
0.007<0.05	نرفض H0 : النفقات العامة لا تسبب في الجباية العادية	الاتجاه

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات eviews

تظهر نتائج اختبار السببية ل غرانجر أن هناك سببية أحادية الاتجاه من الجباية البترولية إلى النفقات العامة، حيث نجد أن احتمال فيشر المحسوبة والذي يساوي 0.015أقل من 0.05 ، وعليه نرفض الفرض العدم ونقبل الفرض البديل الذي مفاده أن الجباية البترولية تسبب في النفقات

العامة، كما نجد أن هناك سببية أحادية الاتجاه بين الجباية العادية و النفقات العامة، حيث نلاحظ أن قيمة احتمال فيشر المحسوبة والذي يساوي 0.63 أكبر من 0.05 ، و بالتالي نقبل الفرض العدم و الذي يشير إلى أن الجباية العادية لا تسبب في النفقات العامة في حين نجد أن قيمة احتمال فيشر 0.007 أصغر من 0.05 وبالتالي نرفض الفرض العدم و نقبل الفرض البديل أي أن النفقات العامة تسبب في الجباية العادية.

د- تقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج الإيرادات الجبائية والنفقات العامة

بعد التأكد من أن السلاسل الزمنية للنفقات العامة، الجباية البترولية والجباية العادية، هم سلاسل زمنية غير مستقرة عند المستوى وساكنتين عند الفرق الأول، فيمكن اختبار نموذج تصحيح الخطأ ECM للتكامل المشترك بين النفقات العامة والإيرادات الجبائية، ولبلوغ هذا الهدف يتم تطبيق منهج أنجل غرانجر ذي الخطوتين، ففي الخطوة الأولى سنقدر انحدار التكامل المشترك بطريقة المربعات الصغرى العادية واستخراج معادلة انحدار التكامل المشترك في الأجل الطويل، وفي الخطوة الثانية سيتم إدخال حد الخطأ المبطئ كمتغير تفسيري في نموذج تصحيح الخطأ وتقدير معادلة النموذج في الأجل القصير، وبذلك فان الخطوة الأولى تتلخص في تقدير معادلة الانحدار التالية:

$$LogDG_t = \beta_0 + \beta_1 LogFO_t + \beta_2 LogFP_t + \varepsilon_t$$

$$LogDG_t = 0.33 + 0.91 LogFO_t + 0.18 LogFP_t + \varepsilon_t \quad \dots (1)$$

t (4.21) (19.4) (5.3)

$$R^2 = 99\% \quad \overline{R}^2 = 99\% \quad N = 35$$

$$F = 4654 \quad F - prob = 0.0000 \quad DW = 1.42$$

يعتبر النموذج مقبولا من الناحية الاقتصادية كون جميع إشارات المعلمات موجبة، حيث ترتفع النفقات العامة بنسبة 0.91% كلما ارتفعت الجباية العادية بنسبة 1% ، بينما ترتفع النفقات العامة بنسبة 0.18% كلما ارتفعت الجباية البترولية بنسبة 1% ، وبالتالي يعني وجود علاقة طردية بين النفقات العامة والإيرادات الجبائية في المدى الطويل، كما أن النموذج يتميز بقوة إحصائية جيدة، فجميع معالمه معنوية عند مستوى 5% ، بالإضافة إلى أن جودة النموذج الكلية والمعبر عنها بمعامل التحديد والذي قدر ب 99% ، وقيمة فيشر المحسوبة أكبر من الجدولية.

وتتمثل الخطوة الثانية في منهج أنجل غرانجر في إدخال حد الخطأ كمتغير مستقل مبطئ بفترة واحدة، ولكن قبل ذلك يجب أن تكون سلسلة بواقي الانحدار مستقرة عند المستوى، وعليه كانت نتائج اختبار جذر الوحدة ADF على سلسلة بواقي الانحدار كما يلي:

الجدول (4) :اختبار جذر الوحدة لسكون سلسلة بواقي الانحدار للنموذج رقم 01

دراسة استقرارية سلسلة بواقي انحدار التكامل المشترك عند المستوى				
المتغيرات	النموذج	ADFc	ADFt	القرار
			%5	
e_t	None	4.715357	1.948313	مستقرة
	Intercept	4.656160	2.928142	مستقرة
	Trend & Intercept	4.571897	3.515523	مستقرة

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات eviews

تبين النتائج أعلاه في الجدول أن القيم المحسوبة ل ADFc أكبر من القيم الحرجة الجدولية ADFt عند مستوى معنوية 5 % ، وعليه نرفض الفرضية الصفرية(يوجد جدر الوحدة) ، ومن تم فإن سلسلة بواقي الانحدار مستقرة عند المستوى أي أنها من الدرجة صفر (0) I ، و بالتالي توجد علاقة تكامل مشترك.

- **تقدير النموذج**

بعد تحقق فرضية استقرارية بواقي الانحدار، نمر إلى الخطوة الثانية في منهجية أنجل غرانجر والمتمثلة في تقدير نموذج تصحيح الخطأ أو ما يعرف بتقدير العلاقة في الأجل القصير، لأن حسب أنجل غرانجر فإن المتغيرات التي –تحقق التكامل المشترك تعكس علاقة توازنية طويلة الأجل، وعليه ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ، الذي ينطوي على إمكانية اختبار العلاقة في الأجل الطويل(انحدار التكامل المشترك) وفي الأجل القصير (نموذج تصحيح الخطأ)، بإدراج البواقي المقدرة من معادلة الانحدار المشترك e_tفي النموذج، وقد تم تقدير نموذج علاقة الأجل الطويل كما في المعادلة (1) ثم إدراج البواقي المقدرة في نموذج تصحيح الخطأ (نموذج الأجل القصير) كما في العلاقة (2) أذناه والنتائج المتوصل إليها جاءت على النحو التالي:

$$\Delta\,(LogDG_t) = 0.06 + 0.756\,\Delta\,(LogFO_t) + 0.086\,\Delta\,(LogFP_t) - 0.546\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

t	(1.85)	(3.65)	(2.93)	(23)
prob:	0.0452	0.0223	0.0003	0.005

$$R^2 = 0.62 \;, \overline{R}^2 = 0.58 \,, DW = 1.88 \;, F = 16.5$$

نلاحظ من خلال نتائج التقدير أن هناك معنوية إحصائية كلية لنموذج تصحيح الخطأ والذي تؤكده إحصائية فيشر التي تساوي(16.5) وهي أكبر من فيشر الجدولية (3.232) عند مستوى معنوية 5%، كما أن كل معلمات النموذج معنوية عند مستوى 5% ، بالإضافة إلى قدرة المتغيرات المستقلة في تفسير تغيرات المتغير التابع ب 62 % والمعبر عنها بمعامل التحديد R^2 ،

ومن جهة أخرى وعلى ضوء نتائج التقدير أعلاه نلاحظ أن معلمة حد الخطأ قيمة معنوية كما أن قيمتها سالبة (0.546-)، وهذا تأكيد على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة، وتدل على هذه القيمة أن النفقات العامة تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة من اختلال التوازن المتبقي في الفترة السابقة t-1 تساوي 54.6% ، أي أنه عندما تنحرف النفقات العامة في الأجل القصير للفترة t عن قيمتها التوازنية في الأجل الطويل، فإنه يتم تصحيح ما نسبته 54.6 % من هذا الانحراف خلال الفترة t+1،وبالنسبة إلى نسبة التكيف أو التصحيح هذه تعكس سرعة التعديل نحو التوازن، بمعنى أن النفقات العامة تستغرق أكثر من سنة ونصف(0.546 / 1) باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر كل صدمة في النموذج ناجمة عن التغير في قيم المتغيرات المستقلة(الجباية البترولية والجباية العادية).

3- اختبار فرضية أولوية النفقات العامة على الإيرادات العامة)

لدراسة العلاقة بين النفقات العامة (نفقات التسيير ونفقات التجهيز) والإيرادات العامة في الجزائر خلال الفترة 1970- 2015 ، سيتم استخدام النموذج التالي:

$$LogRG_t = \beta_0 + \beta_1 LogDF_t + \beta_2 LogDE_t + \varepsilon_t \leftarrow (2)$$ النموذج رقم

ومن أجل اختبار علاقة الأولوية بين الإيرادات العامة والنفقات العامة واختبار فرضية التكامل المشترك، نتبع الخطوات التالية:

أ- دراسة استقرارية السلاسل الزمنية:

نعتمد اختبار جذر الوحدة لديكي فولر الموسع ADF في تحديد مدى استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة الخصائص الإحصائية لها، من حيث درجة تكاملها وطبيعة استقراريتها.

الجدول (5) :نتائج اختبار الاستقرارية لمتغيرات النموذج رقم 02 باستخدام اختبار ADF

	المستوى Level			الفرق الأول 1st difference			القرار
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	
القيم الحرجة عند 5%	2.928142	3.515523	1.948313	2.929734	3.515523	1.948495	
$LogRG$	1.808431	1.912304	0.419627	7.632193	7.884683	1.976803	ساكنة عند I(1)
$LogDF$	1.524296	2.985579	0.465356	7.054871	7.150201	4.783179	ساكنة عند I(1)
$LogDE$	1.522051	2.823601	0.388159	5.595723	5.556196	4.534154	ساكنة عند I(1)

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات eviews

تبين نتائج الجدول أعلاه لاختبار جذر الوحدة ADF أن كل القيم المحسوبة ADFc أقل من القيم الجدولية الحرجةt ADF عند مستوى معنوية 5 % و بالتالي نقبل الفرضية العدمية التي تفيد بوجود جذور وحدوية و بالتالي عدم استقرار هذه السلاسل الزمنية عند المستوى، وعند تطبيق الاختبار عند الفروق الأولى نلاحظ أن كل القيم المحسوبة ADFc أكبر من القيم الحرجة الجدولية ADFt عند مستوى معنوية 5 % و بالتالي نقبل الفرضية البديلة و نعتبر أن الفروق الأولى للمتغيرات هي سلاسل زمنية مستقرة، و منه فإن كل من نفقات التسيير ونفقات التجهيز والإيرادات العامة متكاملة من الدرجة الأولى، وباعتبارهم متكاملين من نفس الدرجة فإنه يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك.

ب- اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسون :

تم اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسون بين نفقات التسيير ونفقات التجهيز والإيرادات العامة، باستعمال اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى توصلنا إلى النتائج التالية:

الجدول (6) : نتائج اختباري الأثر والقيمة الذاتية

فرضية العدم	القيمة الذاتية	الأثرtrace	القيمة الحرجة لاختبار الأثر5%	القيمة الذاتية العظمى	القيمة الحرجة لاختبار القيمة الذاتية الأثر5%
r=0	0.542	29.6	43.91	18.3	26.82

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات eviews

نلاحظ من خلا ل الجدول أعلاه أن قيمة إحصائية الأثرla trace تساوي 29.6 وهي أقل من القيمة الحرجة للاختبار والتي تساوي 43.91 عند مستوى معنوية 5%، وهذا معناه قبول فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أي علاقة للتكامل المشترك (r=0).

كما تم التوصل إلى نفس النتيجة من خلال القيمة الذاتية العظمى إلى قبول فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أي علاقة للتكامل المشترك (r=0) وذلك لأن قيمة إحصائية للقيمة الذاتية العظمى عند هذه الفرضية تساوي 18.3 وهي أقل من القيمة الحرجة للاختبار والتي تساوي 26.82 عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي يظهر اختباري الأثر والقيمة الذاتية العظمى بعدم وجود أي شعاع للتكامل المشترك بين متغيرات النموذج.

ج- اختبار السببية ل غرانجر: يقوم اختبار السببية ل granger بتحديد اتجاه التأثير من خلال العلاقات السببية، وعليه جاءت نتائج الاختبار في تحديد اتجاه العلاقة بين مكونات الإنفاق العام والإيرادات العامة على النحو التالي:

الجدول (7) :نتائج اختبار السببية ل غرانجر بين الإيرادات العامة ومكونات الإنفاق العام

احتمالية فيشر (F-Prob)	نتيجة اختبار السببية ل غرانجر	اتجاه السببية
0.42>0.05	نقبل : 0H نفقات التجهيز لا تسبب في الإيرادات لعامة.	سببية أحادية
0.0015<0.05	نرفض : 0H الإيرادات لعامة لا تسبب في نفقات التجهيز.	الاتجاه
0.23>0.05	نقبل H0 : نفقات التسيير لا تسبب في الإيرادات لعامة.	لا توجد سببية في
015>0.05	نقبل H0 : الإيرادات لعامة لا تسبب في نفقات التسيير.	الاتجاهين

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات eviews

تظهر نتائج اختبار السببية ل غرانجر أن هناك سببية أحادية الاتجاه من الإيرادات العامة إلى نفقات التجهيز، حيث نجد أن احتمال فيشر المحسوبة والذي يساوي 0.42 أكبر من 0.05 ، وعليه نقبل الفرض العدم الذي مفاده أن نفقات التجهيز لا تسبب في الإيرادات العامة، ومن جهة أخرى نرفض الفرض الصفري الثاني ونقبل الفرض البديل والذي مفاده أن الإيرادات العامة تسبب في نفقات التجهيز، وذلك لأن احتمالية فيشر 0.0015 أصغر من 0.05 ، في حين نجد أن ليس هناك أي علاقة سببية بين الإيرادات العامة ونفقات التسيير،حيث نلاحظ أن قيمة احتمال فيشر المحسوبة والذي يساوي 0.23 أكبر من 0.05 وبالتالي نقبل الفرض العدم والذي يشير إلى أن نفقات التسيير لا تسبب في الإيرادات العامة، في حين نقبل الفرض الصفري الثاني أي أن الإيرادات العامة لا تسبب في نفقات التسيير، وهو ما تدل عليه قيمة الاحتمال لفيشر والتي هي 0.15 أكبر من 0.05 ، وعليه نرفض الطرح الذي مفاده أن الإيرادات العامة تتبع النفقات العامة في الميزانية العامة للدولة في الجزائر.

من خلال اختبار العلاقة بين الإيرادات العامة والنفقات العامة في الجزائر، وجدنا أن هذه العلاقة تدعم فرضية فريدمان Friedman أي أولوية الإيرادات على النفقات، وهو ما أثبته اختبار السببية ل Granger ، والذي أكد اتجاه السببية من الإيرادات الجبائية نحو النفقات العامة، في حين أكد اختبار جوهانسون Johnson على وجود علاقة تكامل مشترك بين الإيرادات الجبائية والنفقات العامة، أما نموذج تصحيح الخطأ ECM فأكد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، وبلغت نسبة التصحيح للنفقات العامة في الأجل القصير 64% ، وعليه تؤكد هذه العلاقة أهمية الجباية البترولية كأحد مكونات الإيرادات العامة، حيث تساهم الجباية البترولية في الإيرادات العامة بنسبة كبيرة تفوق 60%

هوامش :

[1]Damodar .N, Guajarati, Basic Econometrics, 5 edition, the McGraw-Hill companies, 2004, p797.

[2] كامل علاوي كاظم، حسن لطيف الزبيدي، القياس الاقتصادي النظرية والتحليل دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان، –الأردن، 2014 ص ،337، 338 .

[3]Régis bourbonnais, économétrie – cours et exercices- Edition Dunod, 9eme édition, paris, 2015, p : 252.

[4] محمد صالح تركي القريشي، مقدمة في الاقتصاد القياس ي، مؤسسة الوراق للنشر والتوزيع، الأردن، – 2004 ص 265.

[5] عبد القادر محمد عبد القاد ر عطية، الاقتصاد القياس ي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، – 2005 ص:248 .

[6]Katarina Juselius, The COINTEGRAED VAR MODEL – methodology and applications, OXFORD university press, 2006, p135.

[7] Katarina Juselius,op cit, p 135.

[8]Régis bourbonnais, op cit, p 313

[9]وليد إسماعيل السيفو وأحمد محمد مشعل، الاقتصاد القياسي التحليلي، داربحدلاوي للنشر والتوزيع،عمان،–الأردن، 2003 **ص .247**

[10]محمد صالح تركي القريشي ،مرجع سابق ص:273.

[11] شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياس ي محاضرات وتطبيقات ،دار الحامد للنشر والتوزيع، الأردن، ط – – 1،2012 ، ص 292

[12]Helmut. L and Markus. K, APPLIED TIME SERIES ECONOMETRICS, Cambridge university press, UK, 2004, p ,p 88 .89.

[13] Régis bourbonnais, op cit, p 309.

[14] وليد إسماعيل السيفو وأحمد محمد مشعل مرجع سابق ص:265

[15] Éric Dor, économétrie cours et exercices adaptés aux besoins des économistes et des gestionnaire, direction de collection : Roland Gillet, Paris, 2004, p 208

16 محمد صالح تركي القريشي ،مرجع سابق ص:277.