

بالأساس على التوسع في النفقات العامة، حيث ساهمت إلى حد ما في خفض معدلات البطالة إلى مستويات بعيدة عن ما كان سائدا من قبل، لكن ونظرا لعدم مرونة وكفاءة الجهاز الإنتاجي المحلي في الإقتصاد الجزائري، فإن نسبة كبيرة من الزيادة في الطلب الكلي الناتجة عن زيادة النفقات العامة تم تلبيتها عن طريق الواردات ، مما أدى إلى الحد من فعالية سياسة التوسع في الإنفاق العام في تحقيق معدلات بطالة جد منخفضة ، و هو أمر يبرر أيضا كيف أن السياسة الإنفاقية التوسعية في الجزائر تمارس أثارا لا كينزية خلال ظهور آثار المزاخمة.

الكلمات المفتاحية: الإنفاق العام، السياسة المالية، البطالة، الانحدار الذاتي.....

Abstract:

The state creates a budget deficit - especially in the case of recession - by increasing public expenditure in order to stimulate total effective demand by reducing taxes on consumption and profits, thereby encouraging individuals to increase consumption and investment spending. Since the beginning of the third millennium, Algeria has pursued a policy based mainly on expansion of public expenditure, which has contributed to some extent to the reduction of unemployment rates to levels far from previous levels. However, due to the inflexibility and efficiency of the local production apparatus in the Algerian economy, Of the increase in aggregate demand resulting from increased public expenditure has been met by imports, which has reduced the effectiveness of the policy of expanding public expenditure to achieve very low unemployment rates, which also explains how the expansionist expansion policy in Algeria is exerting an influence rather than a Keynesian During the emergence of the Competition.

Keywords: public spending, fiscal policy, unemployment, var model...



مساهمة السياسة الانفاقية

في مواجهة البطالة في

الجزائر 1970-2016

*Contribution of the policy of
spending in the face of
unemployment in Algeria*

1970-2016

د. الأخضر لقليطي

Lakhdar2821@yahoo.fr

د. بن دقفل كمال

dakfel83@yahoo.com

جامعة المسيلة

ملخص:

تقوم الدولة بإحداث عجز في الميزانية - خاصة في حالة الكساد - عن طريق زيادة النفقات العامة بهدف تنشيط الطلب الكلي الفعال وذلك من خلال تخفيض الضرائب على الاستهلاك والأرباح وبالتالي تشجيع الأفراد على زيادة الإنفاق الاستهلاكي والاستثماري، وفي هذا الصدد فقد اتبعت الجزائر منذ بداية الألفية الثالثة سياسة تركز

مقدمة:

لقد أدت التطورات الكبيرة لاقتصاديات الدول و الترابط الوطيد مع بعضها إلى أن مفهوم الدولة الحارسة لم يعد كافيا لمسايرة معطيات ومتطلبات هذا العصر، وهذه الرؤية سادت منذ أن ساد العالم الكساد الكبير 1929 ، حيث تولدت أفكار جديدة أبرزها كانت أفكار و نظريات الاقتصادي كينز ، والتي جاءت معاكسة لأصحاب النظرية الكلاسيكية التي كانت ترى أن دور الدولة يقتصر على الأمن، الحماية، العدالة والدفاع وأن النشاط الاقتصادي لديه الآلية الذاتية لإعادة توازنه، وبعد عجز اقتصاديات الدول على إعادة توازنها بطريقة آلية كما كان يرى الكلاسيكيون بدأت الشكوك تحوم حول مبادئهم، فأوضح كينز بنظرياته كيف أن الدولة وتدخلها له دور فعال في اقتصادياتها، ورسم لذلك السياسات الواجب إتباعها للخروج من الأزمة.

وفي ظل الظروف الراهنة التي يشهدها العالم من انفتاح على بعضه البعض ، كان لزاما على الدولة أن تلعب دورا هاما وأساسيا في إدارة الاقتصاد الكلي على النحو الذي يكفل الاستقرار والتوازن الداخلي والخارجي ، و العمل على ضمان استقرار الأسعار والتحكم في استقرار العملة، ومنع الاحتكارات، وتهيئة الاقتصاد للمنافسة، هذا بالإضافة إلى الوظائف التقليدية من أمن ودفاع وغيره، ولهذا يتطلب من الدولة التدخل المدروس في الحياة الاقتصادية، بحيث لا يمنع تدخلها هذا قوى السوق من أن تعمل بطريقة صحيحة وفي نفس الوقت يتسنى لها إدارة الاقتصاد بما يتلاءم مع أهدافها التنموية، ومن هنا تبرز أهمية السياسة المالية لأي بلد والتي يعتبر الإنفاق العام أحد أهم أدواتها التي تساهم في تنشيط الطلب الكلي الفعال وذلك من خلال تخفيض الضرائب على الاستهلاك والأرباح وبالتالي تشجيع الأفراد على زيادة الإنفاق الاستهلاكي والاستثماري، ومنه الزيادة في الناتج والتشغيل.

ومن هنا ولمعالجة هذا الموضوع سيتم طرح التساؤل التالي:

ما هو أثر الإنفاق العام على معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970 - 2016؟

و تتجلى أهمية الدراسة في إلقاء الضوء على جانب السياسة الانفاقية بالجزائر ، حيث من المهم جدا تتبع مسار السياسة الاقتصادية في الجزائر خلال الفترة الأخيرة خصوصا مع المسار الجديد الذي اتبعته الحكومة الجزائرية المتمثل في برامج الإنفاق العام و البحث في تقييمها من خلال تحقيقها لهدفها الرئيسي و المتمثل في رفع معدلات النمو الاقتصادي والخفض من معدلات البطالة .

ولمعالجة هذا الموضوع تم تقسيم الدراسة إلى ثلاثة أجزاء مهمة تتمثل في:

الجزء الأول: الإنفاق العام كأحد أهم أدوات السياسة المالية.

الجزء الثاني: الإنفاق العام و البطالة في النظرية الاقتصادية.

الجزء الثالث: قياس أثر الإنفاق العام على معدلات البطالة في الجزائر 1970 - 2016.

أولا: الإنفاق العام كأحد أهم أدوات السياسة المالية.

إذا كانت السياسة المالية هي إحدى أدوات السياسة الاقتصادية فإن هذه الأخيرة تقوم على مجموعة من الأدوات هي النفقات العامة والإيرادات العامة والموازنة العامة ، وسنتناول في هذا الجانب كل أداة على حدى.

1- النفقات العامة.

تعتبر النفقات العامة من أهم أدوات السياسة المالية التي تستعملها الدولة في بسط يدها في الحياة الاقتصادية، حيث تتميز هذه النفقات بأركان محددة وتتخذ أشكال متنوعة سنقوم بتلخيصها في هذا العنصر من الدراسة.

1-1- مفهوم وأركان النفقة العامة.

يمكن القول أن النفقة العامة هي مبلغ نقدي يصدر من الدولة أو عن أي شخص عام ، بغرض تحقيق منفعة عامة¹.

من خلال التعريف السابق يمكن أن نحدد ثلاثة أركان أو عناصر للنفقة العامة هي :

- النفقة العامة مبلغ نقدي: تكون النفقة العامة في شكل مبلغ نقدي، حيث تقوم الدولة بدورها في الإنفاق العام باستخدام مبلغ نقدي ثمنا لما تحتاجه من سلع وخدمات من أجل تسيير المرافق العامة ولمنح المساعدات والإعانات الاقتصادية والاجتماعية وغيرها .

- صدور النفقة من جهة عامة: يعني خروج ذلك المبلغ من ذمة الدولة الممثلة بالشخص أو الهيئة العامة ويقصد بالشخص العام الهيئات سواء كانت إقليمية أو مركزية.

- النفقة العامة تهدف إلى تحقيق المصلحة العامة: يجب أن تكون الغاية من النفقة هي تحقيق النفع العام على جميع المواطنين لا على فرد أو فئة معينة.

1-2- تقسيمات النفقات العامة.

من بين التقسيمات الاقتصادية التي تستند إلى معايير واضحة هي²:

- تقسيم النفقات العامة وفقا لمعيار التأثير في الدخل الوطني إلى نفقات حقيقية ونفقات تحويلية.

- تقسيم النفقات العامة وفقا لمعيار وظائف الدولة إلى ما يسمى بالتقسيم الوظيفي للنفقات العامة .

- تقسيم النفقات العامة وفقا لمعيار التكرار إلى نفقات عادية وأخرى غير عادية.

1-2-1- النفقات الحقيقية والنفقات التحويلية:

أ- النفقات الحقيقية:

تشمل كل المصروفات التي تقوم بها الدولة مقابل الحصول على سلع أو خدمات أو رؤوس أموال إنتاجية أو استهلاكية كالمرتبات، أثمان الموارد والتوريدات و المهام اللازمة لتسيير المرافق العامة والنفقات الاستثمارية أو الرأسمالية، ومن ثمة فهذه النفقات تمثل دخولا حقيقية لأصحابها مقابل ما قدموه للدولة من عمل أو سلع أو خدمات ، ومعنى ذلك أن هذه النفقات تؤدي إلى إنشاء دخول جديدة تضاف إلى باقي الدخول المكونة للدخل الوطني³.

ب- النفقات التحويلية:

هي تلك النفقات التي تقوم بها الدولة دون مقابل أي دون الحصول على سلع أو خدمات، كما أنها نفقات تؤدي إلى نقل القوة الشرائية من فئة اجتماعية إلى فئة أخرى دون أن تؤدي إلى زيادة الدخل الوطني ، كما أنها تشترط أن يكون الأفراد هم من يقومون باستهلاك الموارد ، مثل إعانات البطالة والتقاعد وإعانات المرض أي أنها تنحصر في الإعانات الاقتصادية والاجتماعية المختلفة.

ومنه فالنفقات هي الأداة الرئيسية في إعادة توزيع الدخل ، ولهذا يمكن أن تأخذ الأشكال التالية :

- النفقات التحويلية الاقتصادية : وتشمل الإعانات التي تمنحها الدولة لبعض المشروعات الإنتاجية بقصد تخفيض تكلفة إنتاجها، وذلك للمحافظة على أثمان منتجاتها عند مستوى منخفض، ونجد عدة أنواع من هذه النفقات كإعانات الاستغلال ، إعانات التجهيز وإعانات التجارة الخارجية، وعلى العموم يقصد بهذه النفقات الإعانات التي تمنح لبعض المشروعات أو لبعض فروع الإنتاج بغرض خفض أثمانها رغبة في رفع الاستهلاك أو في رفع معدلات أرباحها أو زيادة حجم إنتاجها ،
- النفقات التحويلية الاجتماعية : وتشمل الإعانات التي تقدمها الدولة للطبقات الفقيرة لمعاونتها على مواجهة أعباء المعيشة، وتأخذ هذه الإعانات صفة الدورية وغير الدورية، ومثال على ذلك إعانات الدولة للبطالين الذين فقدوا وظائفهم لأسباب خارجة عن إرادتهم ، وكذلك الإعانات المقدمة لكبار السن وللفقراء الذين تقل دخولهم الشهرية عن مستوى معين .
- النفقات التحويلية المالية: وتشمل ما تقوم الدولة بإنفاقه بمناسبة مباشرتها لنشاطها المالي، وتتضمن أساساً فوائد الدين العام وأقساط استهلاكه السنوية، وقد زادت أهمية هذه النفقات في الآونة الأخيرة نظراً لتضخم حجم الدين العام في معظم الدول.

1-2-2- التقسيم الوظيفي للنفقات العامة:

تنقسم النفقات العامة وفقاً للوظائف التي تؤديها الدولة إلى⁴:

أ- النفقات الإدارية للدولة : وهي النفقات خاصة بتسيير المرافق العامة وتضم الأجور ونفقات رئيس الدولة والسلطة التشريعية ونفقات الدفاع والأمن والتمثيل السياسي .
ب- النفقات الاجتماعية للدولة : وتشمل نفقات التعليم والصحة والثقافة والتأمينات الاجتماعية .
ج- النفقات الاقتصادية للدولة : وهي النفقات اللازمة لتزويد الاقتصاد الوطني بالخدمات الأساسية مثل الري والصرف والنقل والمواصلات والطرق وغيرها.

1-2-3- تقسيم النفقات العامة من حيث دوريتها.

يتم تقسيم النفقات العامة من حيث دوريتها إلى ما يلي⁵:

أ- النفقات العامة العادية : هي تلك النفقات التي يمكن تغطيتها بإيرادات عادية ، وهي تتكرر بصورة دورية منتظمة في ميزانية الدولة أي كل سنة مالية، والمقصود بتكرارها ليس تكرار قيمتها أو حجمها وإنما تكرار مثل هذا النوع من النفقات ، ويشمل هذا النوع من النفقات مرتبات العمال ، النفقات اللازمة لتسيير المرافق العامة ، نفقات تحصيل الضرائب .
ب- النفقات غير العادية : وهي النفقات التي لا تتكرر بصورة دورية منتظمة في ميزانية الدولة ، ولكن تدعو الحاجة إليها ، ويتم تمويلها بإيرادات غير عادية وتشمل هذه النفقات نفقات مكافحة الأوبئة، نفقات إصلاح ما خلفته الكوارث الطبيعية ، نفقات الحروب... الخ.

1-3- الآثار الاقتصادية للنفقات العامة.

إن الآثار الاقتصادية للنفقات العامة يعتبر أمراً بالغ الأهمية لأنها تسمح لنا بالتعرف على الاستخدامات المختلفة التي يمكن توجيه النفقات العامة إليها لتحقيق أهداف معينة ، كما أن معرفة الأثر الذي يمكن أن تحققه نفقة معينة يجعل المسؤولين عن السياسة المالية يستخدمون هذه النفقات لتحقيق هذا الأثر إذا ما اعتبر هدفا يسعى المجتمع إلى تحقيقه.

1-3-1- أثر سياسة الإنفاق العام على العمالة:

لقد ركز كينز على أهمية زيادة الإنفاق العام - باعتباره أحد مكونات الإنفاق الكلي - في مواجهة انخفاض الطلب وانتشار البطالة، حيث تستطيع الحكومة حسب تحقيق هذه الزيادة بإحدى الوسيلتين، الأولى باللجوء للموارد من اقتراض عام وإصدار

نقدي، وفي هذه الحالة تخلق الحكومة قوة شرائية جديدة في السوق مما ينتج عنه زيادة الطلب وارتفاع مستوى الإنتاج والعمالة تبعاً لذلك. أما الوسيلة الثانية فهي باللجوء إلى الموارد العادية عن طريق اقتطاع جزء من الدخل التي تكتنرها الطبقات الغنية وتحويلها في شكل إعانات أو أي شكل آخر للطبقات الفقيرة المتعطشة للاستهلاك، وفي هذه الحالة سيزيد الطلب أيضاً نتيجة لامتناس جزء من المدخرات الفائضة عن الحاجة وتحويلها إلى الاستهلاك وسيستبع ذلك زيادة الإنتاج وارتفاع مستوى العمالة⁶.

1-3-2- أثر الإنفاق العام على الناتج الوطني: يتوقف تأثير الإنفاق العام على مدى استخدامه أو ما يسمى بإنتاجية الإنفاق العام ، ويؤثر الإنفاق العام على الناتج الوطني من خلال⁷:

-زيادة القدرة الإنتاجية أو الطاقات الإنتاجية في شكل إنفاق استثماري وبالتالي ينعكس بالإيجاب على الإنتاج الوطني.
-إن النفقات العامة الجارية يمكن أن تكون سبباً لزيادة إنتاج عناصر الإنتاج وذلك عن طريق نفقات الصحة ، التعليم، التدريب.....الخ

-يؤدي إلى زيادة الطلب الفعال لأنه يؤدي إلى زيادة طلب الدولة على السلع الاستهلاكية و سلع الاستثمار مما يؤدي إلى زيادة حجم الإنتاج.

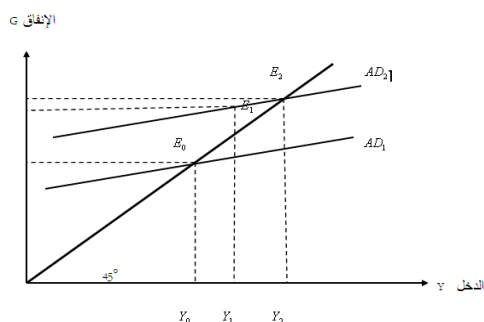
1-3-3- أثر الإنفاق العام على الاستهلاك:

تؤثر النفقات العامة بصورة مباشرة على الاستهلاك ، وذلك فيما يتعلق بنفقات الاستهلاك العام الذي تقوم من خلاله بشراء السلع أو خدمات لازمة لسير المرافق العامة ، أو نفقات الاستهلاك الخاصة بأجور الأفراد والإعانات التي تقدم للبطالين ، علماً أن الجزء الأكبر منها يخصص للاستهلاك ، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الاستهلاك العام.

1-3-4- أثر النفقات العامة في توزيع الدخل: يتمثل تأثير النفقات العامة في توزيع الدخل من خلال⁸:

-التدخل في توزيع الدخل الأولي بين الذين شاركوا في إنتاج هذا الدخل عن طريق النفقات الحقيقية كالأجور.
-التدخل عن طريق ما يجريه من تعديلات لازمة من الناحية الاقتصادية والاجتماعية تتم على التوزيع الأولي ، يعرف بإعادة توزيع الدخل الوطني بين الأفراد وذلك عن طريق النفقات العامة التحويلية بين عوامل الإنتاج أو فروع النشاط.
ثانياً: الإنفاق العام و البطالة في النظرية الاقتصادية.

1- نموذج هانسن: تعتبر هذه النظرية إمتداداً لنظرية كينز، فقد إستخدم هانسن معادلة الدخل الوطني مستعينا بالشكل رقم (01) أدناه، ليستعرض محددات التوازن المستقر للاقتصاد الوطني، من خلال مقارنة نقطة التوازن بمستوى التشغيل الكامل، من أجل تحليل النشاط الاقتصادي ورسم السياسات الاقتصادية اللازمة لتحقيق أهداف المجتمع⁹.
الشكل رقم (01): وحدات الدخل الوطني بالأسعار الثابتة.



المصدر: دراز حامد عبد المجيد، مبادئ المالية العامة، الدار الجامعية للنشر، الإسكندرية، 2003، ص32.

يتضح من خلال الشكل السابق ما يلي:

- تتحدد نقطة التوازن الفعلي للاقتصاد الوطني من خلال منحنى الطلب الكلي الذي يتكون من مجموع المتغيرات الكلية و المتمثلة في الاستهلاك، الاستثمار، الإنفاق الحكومي وصافي العمليات الخارجية، حيث أن أي نقطة على الخط 45° تمثل نقطة توازن محتملة للاقتصاد الوطني.

- نقطة التوازن الفعلي للاقتصاد الوطني هي (E_0) حيث يتقاطع منحنى الطلب الكلي AD_1 مع منحنى العرض الكلي (الخط 45°) محددًا نقطة الطلب الفعال.

- إذا ما افترضنا أن مستوى التشغيل الكامل يتحقق عندما يصبح مستوى الدخل الوطني عند (Y_1) ، فإن معنى هذا أن توازن الاقتصاد عند النقطة (E_0) هو متوازن عند مستوى أقل من التشغيل الكامل، معبرا بذلك عن ظهور الفجوة الانكماشية ووجود البطالة نظرا لأن مستوى الطلب الفعال عند (E_0) غير كاف لتحقيق التشغيل الكامل. أما في حالة تقاطع منحنى الطلب الكلي AD_2 مع الخط 45° عند النقطة (E_2) ، أي عند مستوى أعلى من التشغيل الكامل، فإن معنى هذا ظهور فجوة تضخمية نظرا لأن مستوى الطلب الفعال عند (E_2) أكبر من المستوى اللازم لتحقيق التشغيل الكامل.

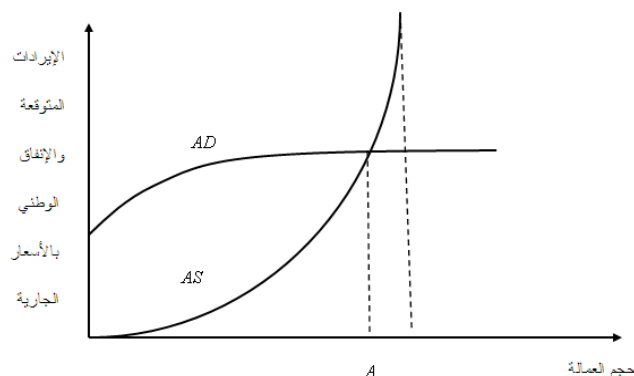
- لما كان من المتعذر زيادة الإنتاج الوطني بعد مستوى التشغيل الكامل، فإن مستوى الأسعار لابد وأن يرتفع هنا وتبدأ الضغوط التضخمية في الظهور.

- إن حالة الكساد تلزم السلطات العمومية بأن تتخذ الأساليب والسياسات المالية التي تمكنها من التأثير مباشرة على مكونات الطلب الفعال، لترفع منحنى الطلب الكلي إلى أعلى، وعندما تظهر بوادر التضخم فعلى الدولة أن تسارع باستخدام أدوات السياسة المالية لتؤثر على مكونات الطلب الفعال، بحيث ينخفض منحنى الطلب الكلي إلى أسفل.

✓ 2- نموذج وايتروب في السياسة المالية:

كانت كمحاولة أخرى لتفسير نظرية كينز ، ولقد كان لهذا النموذج الفضل في حل الكثير من التناقضات التي ظهرت مع نموذج هانسن. ففي الشكل رقم (02) يمثل المحور الأفقي حجم العمالة، ويمثل المحور العمودي إجمالي الإيرادات المتوقعة للقطاعات الإنتاجية نتيجة بيع إنتاجها؛ والإنفاق الوطني بالأسعار الجارية¹⁰.

الشكل رقم (02) : توازن الاقتصاد الوطني في نموذج وايتروب.



المصدر: دراز حامد عبد المجيد ، مرجع سابق، ص 43.

بدأ وايتروب نموذجاً أولاً باشتقاق منحنى العرض الكلي AS. و ذلك بتجميع كافة منحنيات العرض لكافة الصناعات والقطاعات الإنتاجية الخاصة والعامة، وذلك بما يتناسب مع المتغيرات الموضحة على المحورين، و يبين هذا النموذج العلاقة بين

الإيرادات المتوقعة وحجم العمالة المستخدمة، فكلما توقع رجال الأعمال زيادة المبيعات كلما كانوا على استعداد لتشغيل حجم أكبر من العمالة. أما إذا توقعت القطاعات الاقتصادية في المجتمع أن تكون إيراداتها معدومة، فإنها لن ترغب في استخدام أي عامل على الإطلاق.

و المنحنى AD يوضح منحني الطلب الكلي والذي يعبر في هذا النموذج عن العلاقة بين الإنفاق من كافة أصناف المشترين على المنتجات المحلية عند كل مستوى من مستويات التشغيل. ويتقاطع منحني الطلب الكلي مع منحني العرض الكلي لتحقيق نقطة التوازن للاقتصاد الوطني عند مستوى التوظيف A. فإذا افترضنا إن مستوى التشغيل الكامل معبرا بذلك عن وجود بطالة إجبارية، وبهذا يكون واينتروب قد جاء بتحليل مغاير لنموذج هانس الذي كان يعتقد أن التوازن عند مستوى اقل من مستوى التشغيل الكامل هو توازن دون تضخم، حيث كشف واينتروب عن احتمال حدوث تضخم قبل مستوى العمالة الكاملة بل واحتمال زيادة حدة التضخم مع استمرار ارتفاع حجم البطالة.

ثالثا: قياس أثر الإنفاق العام على معدلات البطالة في الجزائر 1970 - 2016.

1- استقرار السلاسل :

بتطبيق اختبار ديكي فولر على سلسلي الإنفاق العام $LDEP$ ومعدلات البطالة $LTCHO$ تم التوصل إلى أن جميع السلاسل غير مستقرة في مستوياتها، وأحسن طريقة لجعلها مستقرة هي طريقة الفروقات من الدرجة الأولى، فعلى سبيل المثال السلسلة $LTCHO$ غير مستقرة من النوع DS (Stationary Differency) دون مشتقة، ولجعلها مستقرة صيغة الفرق على الشكل التالي: $DLTCHO_t = LTCHO_t - LTCHO_{t-1}$

لاختبار استقرار السلاسل ذات الفروق الأولى، نقوم بإيجاد درجة التأخير لكل سلسلة على حدا، وذلك قبل إجراء اختبار ديكي فولر، والجدول التالي يلخص درجات التأخير بالنسبة لجميع السلاسل.

الجدول رقم(01): تحديد درجة التأخير للفروق الأولى للسلاسل.

البيان	0	1	2	3	4	5
$DLCHO$	1.99-	1.99-	1.93-	1.89-	1.85-	1.85-
	1.90-	1.86-	1.76-	1.68-	1.59-	1.54-
$DLDEP$	1.17-	1.11-	1.04-	1.05-	1.02-	1.02-
	1.09-	0.98-	0.87-	0.84-	0.76-	0.71-

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

من خلال الجدول أعلاه نجد درجة التأخير لكل من سلسلي البطالة $DLCHO$ والإنفاق العام $DLDEP$ هي صفر (0) وهي القيمة الموافقة لأدنى قيمة لكلا المعيارين Akaike و Schwarz.

الجدول رقم(02): اختبار ديكي فولر للفروقات الأولى للسلاسل.

البيان	$DLCHO$	$DLDEP$	قيمة "t" الجدولة $\alpha = 0.05$
النموذج 3	الاتجاه العام	0.0009-	2.79
	الحد الثابت	0.005	3.11
	الجذر الأحادي	4.45-	4.93-
النموذج 2	الحد الثابت	0.01-	0.13

2.944-	4.95-	4.40-	الجذر الأحادي	
1.94-	2.56-	4.25-	الجذر الأحادي	النموذج 1
	السلسلة مستقرة	السلسلة مستقرة	نتيجة الاختبار	

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

ومنه فان الفروق الأولى لمتغيرة البطالة $DLCHO$ مستقرة، وهو نفس الشيء بالنسبة لكل من متغيرتي الإنفاق العام $DLDEP$

2- تحديد درجة التأخير للنموذج $VAR(P)$:

لتحديد درجة تأخير النموذج VAR نستخدم على عدة معايير نذكر منها:

1- معيار خطأ التنبؤ النهائي FPE (Final predictor error criterion).

2- معيار Akaike و Schwarz .

3- معيار المعلومات البايزية BIC (Bayesian information criterion):

4- معيار المعلومات $HQIC$ (Hannan and Quinn information criterion):

الجدول رقم (03): تحديد درجات التأخير لنموذج الانحدار الذاتي.

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LCHO LDEP						
Exogenous variables: C						
Date: 10/24/18 Time: 19:11						
Sample: 1970 2016						
Included observations: 44						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-104.0778	NA	0.425700	4.821718	4.902818	4.851794
1	69.53779	323.5563	0.000191	-2.888081	-2.644783*	-2.797855
2	73.35307	6.763456	0.000193	-2.879685	-2.474188	-2.729307
3	80.26744	11.62870*	0.000170*	-3.012156*	-2.444460	-2.801627*

* 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: مخرجات EViews 9.0.

بالنظر إلى الجدول السابق يتضح لنا أن جميع المعايير استقرت على درجة تأخير واحدة، وهي توافق أصغر قيمة يمكن أن يأخذها هذا المعيار حيث أن:

$FPE(3)=0.00017$ وهي توافق أقل قيمة عند درجة تأخير تساوي ثلاثة.

$Sc(1)=-2.64$ وهي توافق أقل قيمة عند درجة تأخير تساوي الواحد.

$Aic(3)=-3.012$ وهي توافق أقل قيمة عند درجة تأخير تساوي ثلاثة.

$HQ(3)=-2.80$ وهي توافق أقل قيمة عند درجة تأخير تساوي ثلاثة.

ومنه فإن درجة تأخير نموذج VAR هو الواحد (3).

3- عملية اختبار التكامل المشترك:

يتم استخدام اختبار جوهانسن (johansen) من اجل دراسة العلاقة في المدى الطويل لمجموعة من المتغيرات المتكاملة ومن نفس الدرجة، إذ نستطيع من خلاله تحديد عدد علاقات التكامل المشترك من خلال حساب عدد أشعة التكامل المشترك

والتي تدعى برتبة مصفوفة التكامل المشترك حيث يعتمد هذا الاختبار على تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR

باستخدام طريقة المعقولة العظمى وفقا للصيغة التالية¹¹:

$$\Delta Y_t = A_0 + A Y_{t-p} + A_1 \Delta Y_{t-1} + A_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

ولتحديد عدد علاقات التكامل المتزامن r ، اقترح جوهانسون إحصائيتان هما: اختبار الأثر و اختبار القيم الذاتية العظمى. أما إحصائية فتكتب كما يلي:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

إذ يتم اختبار فرضية العدم:

$$\begin{cases} H_0: & \text{عدد متجهات التكامل المشترك يساوي } r \\ H_1: & \text{عدد متجهات التكامل المشترك يساوي } r+1 \end{cases}$$

وفيما يخص اختبار الأثر (Le test de la trace)، فإنه يتعلق بحساب الإحصائية التالية:

$$TR = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

هذه الإحصائية تتبع التوزيع احتمالي (يشبه توزيع χ^2) مجدولة من طرف Juselius-Johansen سنة 1990.

و الاختبار يعتمد على إقصاء الفرضيات المتناوبة، و هو يأخذ الشكل التالي:

$$\begin{cases} H_0: r = 0 \\ H_1: r > 0 \end{cases}$$

لقد توصل جوهانسن (Johansen) من خلال دراسته إلى أن اختبار التكامل المشترك لمتغيرات النموذج مرتبط أساسا من رتبة المصفوفة A حيث:

- إذا كانت رتبة المصفوفة مساوية للصفر $\text{rang}(A) = 0$ ، أي $r = 0$ ، ما يعني أن عناصر المصفوفة A معدومة وتكون لجميع المتغيرات جذور وحدة، وهذا يفسر عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات. و في هذه الحالة نقوم بتقدير نموذج VAR على الفروق الأولى للمتغيرات.

- إذا كانت رتبة المصفوفة أكبر تماما من الصفر وقل تماما من عدد المتغيرات k أي $\text{rang}(A) = r$ ، حيث: $k > r > 0$ ، ففي هذه الحالة متغيرات الشعاع X_t متكاملة زمنيا، وتوجد r علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات. وبالتالي يمكننا تقدير نموذج تصحيح الخطأ $VECM$.

- إذا كانت رتبة المصفوفة تامة الرتبة، حيث $\text{rang}(A) = k$ ، أي $r = k$ ، هذا يعني أن المتغيرات مستقرة $I(0)$ ولا توجد لها جذور وحدة ولا تكون مشكلة علاقة تكامل متزامن مطروحة أصلا. و في هذه الحالة نقوم بتقدير نموذج انحدار ذاتي VAR مباشرة على متغيرات الشعاع X_t دون إجراء الفروقات عليها.

الجدول رقم (04): اختبار عدد علاقات التكامل المتزامن باستعمال اختبار الأثر.

Date: 10/24/18 Time: 19:13 Sample (adjusted): 1974 2016 Included observations: 43 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LCHO LDEP Lags interval (in first differences): 1 to 3				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.194404	11.71736	15.49471	0.1710
At most 1	0.054767	2.421925	3.841466	0.1196
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

من خلال الجدول أعلاه تكون نتائج اختبار عدد علاقات التكامل المتزامن في ظل الفرضيات التالية:

$$i / H_0 : r = 0 / H_1 : r > 0$$

$$ii / H_0 : r = 1 / H_1 : r > 1$$

في الفرضية (i)، (ii) نقبل الفرضية H_0 ، وذلك مهما كان مستوى المعنوية لأن إحصائية Johansen أصغر من القيمة الحرجة لها، حيث أن هذه الإحصائية تأخذ القيم التالية: 11.71، 2.42، أما القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5% فهي على التوالي: 15.49، 3.84.

و منه تكون $rang(A) = 0$. أي أن عدد علاقات التكامل المتزامن هو صفر (0) علاقة تكامل متزامن. هذا ما يعني أن عناصر المصفوفة A معدومة وتكون لجميع المتغيرات جذور وحدة، وهذا ما يفسر عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات. و في هذه الحالة نقوم بتقدير نموذج VAR على الفروق الأولى للمتغيرات. الجدول رقم (05): تحديد قيم اختبار القيم الذاتية العظمى.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.194404	9.295440	14.26460	0.2624
At most 1	0.054767	2.421925	3.841466	0.1196

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

من خلال قيم اختبار القيم الذاتية العظمى المبينة في الجدول أعلاه نجد أن قيمة prob لجميع فرضيات الاختبار أكبر من 0.05 ما يعني قبول الفرضية الصفرية في كل الأحوال عند مستوى دلالة 5%، وبالتالي فعدد علاقات التكامل المتزامن تساوي إلى الصفر، أي أننا نقوم بتقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي على سلاسل الدراسة.

4- عملية التقدير نموذج var:

من خلال مصفوفة التباينات و التباينات المشتركة يتضح لنا أن الأخطاء من معادلة لأخرى تكون مرتبطة فقط خلال نفس الزمن. وهو ما يدل على عدم تجانس الأخطاء (Hétéroscédasticité) ومنه فإن تطبيق طريقة المربعات الصغرى يصبح غير فعال، لأن المقدرات لا تتميز بالتباين الأدنى رغم أنها غير متحيزة ومنه نستعمل طريقة المربعات المعممة (Moindres carrées généralisés).

ولهذا فإنه حسب نظرية Zellner (1962) فإنه يمكن استعمال طريقة المربعات المعممة لتقدير كل معلمات النموذج في النظام ككل $(\hat{a}_{MCG} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y)$ ، وهو نفس الشيء بالنسبة لإستعمال طريقة المربعات الصغرى لتقدير معلمات كل نموذج على حدة $(\hat{a}_{MCO} = (X' X)^{-1} X' Y)$ ، حيث يعطينا تقدير هذه المعلمات على مقدرات مكافئة من حيث الفعالية لتلك المقدرة بطريقة المربعات المعممة.

الجدول رقم (06): تقدير نموذج الانحدار الذاتي var.

Vector Autoregression Estimates		
Date: 10/24/18 Time: 19:16		
Sample (adjusted): 1973 2016		
Included observations: 44 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	LCHO	LDEP
LCHO(-1)	1.203925 (0.15892) [7.57566]	0.175498 (0.24396) [0.71937]
LCHO(-2)	0.035033 (0.25911) [0.13521]	-0.766417 (0.39776) [-1.92685]
LCHO(-3)	-0.312345 (0.16170) [-1.93167]	0.644718 (0.24822) [2.59733]
LDEP(-1)	-0.008765 (0.09846) [-0.08902]	1.125861 (0.15115) [7.44856]
LDEP(-2)	0.010415 (0.14724) [0.07074]	-0.273670 (0.22603) [-1.21076]
LDEP(-3)	-0.007317 (0.09706) [-0.07539]	0.128461 (0.14900) [0.86216]
C	0.275207 (0.18957) [1.45177]	0.234965 (0.29101) [0.80742]
R-squared	0.947932	0.996330
Adj. R-squared	0.939488	0.995734
Sum sq. resid	0.275325	0.648825
S.E. equation	0.086262	0.132423
F-statistic	112.2676	1673.906
Log likelihood	49.19458	30.33589
Akaike AIC	-1.917935	-1.060722
Schwarz SC	-1.634087	-0.776874
Mean dependent	2.879091	12.95432
S.D. dependent	0.350673	2.027535
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000126
Determinant resid covariance		8.92E-05
Log likelihood		80.26744
Akaike information criterion		-3.012156
Schwarz criterion		-2.444460

المصدر: مخرجات EVIEWS 9.0.

5- اختبارات تشخيص واستقرار النموذج.

بعد تقدير النموذج VAR يجب التأكد من مطابقة النموذج المقدر للواقع أي ديناميكية المتغيرات الخاضعة للدراسة، نقوم بحساب إحصاءة Portmanteau الشعاعية لاختبار فرضية الارتباط الذاتي بين الأخطاء لكل معادلات النموذج. اختبار portmanteau الشعاعي:

يتم استعمال هذا الاختبار لاختبار فرضية ارتباط الأخطاء على مستوى النموذج ككل. ولقد اقترح من طرف Hosting سنة 1980 و lütkepohl سنة 1991، و قد طور من طرف Doornik-Hendry سنة 1997. يعطى اختبار portmanteau الشعاعي بالعلاقة التالية:

$$LB(s) = T(T+2) \sum_{j=1}^s \frac{t.r(\hat{c}_{0j} \hat{c}_{00}^{t-1} \hat{c}'_{0j} \hat{c}_{00}^{-1})}{T-j}$$

$$\hat{c}_{0j} = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}'_{t-j}$$

حيث:

- قرار الاختبار :

- نرفض H_0 إذا كان $LB(s) \leq \chi^2_{T^2(k-p)}$ ، أي يوجد ارتباط بين بواقي كل معادلات النموذج VAR.

- نرفض H_1 إذا كان $LB(s) \geq \chi^2_{T^2(k-p)}$ ، أي لا يوجد ارتباط بين بواقي كل معادلات النموذج VAR.

الجدول رقم (07): اختبار portmanteau الشعاعي.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h					
Date: 10/24/18 Time: 19:19					
Sample: 1970 2016					
Included observations: 44					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.668921	NA*	0.684478	NA*	NA*
2	1.417000	NA*	1.468179	NA*	NA*
3	11.71379	NA*	12.51839	NA*	NA*
4	19.62139	0.0006	21.21675	0.0003	4
5	20.47974	0.0087	22.18515	0.0046	8
6	24.36271	0.0181	26.68122	0.0086	12
7	27.50209	0.0362	30.41453	0.0160	16
8	31.11685	0.0537	34.83258	0.0210	20
9	37.88884	0.0356	43.34593	0.0091	24
10	38.85832	0.0832	44.60055	0.0242	28
11	39.84302	0.1606	45.91349	0.0529	32
12	43.01309	0.1961	50.27234	0.0574	36

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

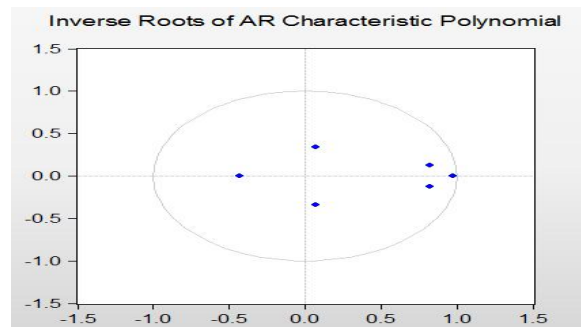
المصدر: مخرجات EViews 9.0.

بالنظر إلى الجدول أعلاه نجد أن $LB(s) = 110.07 \leq \chi^2_{3^2(11-1)} = \chi^2_{90:0.05} = 113.14$ ، مما يعني أننا نرفض الفرضية الصفرية التي تقول أنه يوجد ارتباط بين بواقي كل معادلات النموذج var ، كما يمكن إثبات عدم ارتباط بواقي النموذج من خلال قيمة prob ، حيث أن جميع قيمها أكبر من 0.05 وبالتالي غياب فرضية ارتباط بواقي النموذج.

2- اختبار L'inverse des racine associées à la partie AR:

للتأكد من استقرارية النموذج، و باستخدام برنامج (Eviews) قمنا باختبار النموذج VAR(1) عن طريق الاختبار (L'inverse des racine associées à la partie AR).

الشكل رقم (03): نتائج اختبار L'inverse des racine associées à la partie AR.



المصدر: مخرجات EViews 9.0.

من خلال الشكل أعلاه تبين لنا أن مقلوب الجذور الأحادية لكثير الحدود داخل الدائرة الأحادية، ومنه النموذج (VAR) هو نموذج مستقر.

6- ديناميكية نماذج أشعة الانحدار الذاتي.

تسمح لنا نماذج أشعة الانحدار الذاتي بتحليل آثار السياسة الاقتصادية، وهذا من خلال محاكاة هذا النموذج الصدمات العشوائية وتحليل تباین الخطأ، حيث أن هذا التحليل يفترض ثبات واستقرار الوضع الاقتصادي.

6-1- دراسة اختبار السببية:

في ظل النمذجة غير هيكلية حيث لا وجود لنظرية اقتصادية محددة للنموذج فإن دراسة السببية يجب أن تولى بالإهتمام لأن تحديد أو معرفة من يسبب من تمكنا من إعطاء صورة واضحة حول العلاقة الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية، وهذا من أجل فهم الظواهر الاقتصادية. هذا بالإضافة إلى الدور الفعال الذي يلعبه تحديد اتجاه السببية في الصياغة الصحيحة للسياسة الاقتصادية.

- تعد طريقة غرانجر سببية غرانجر أكثر الطرق المستخدمة لاختبار السببية. فحسب مفهوم غرانجر المتغير y_t يسبب x_t $(y_t \rightarrow x_t)$

إذا كان يمكن توقع قيمة x_t بدقة أكبر باستخدام القيم الماضية لـ x_t إضافة إلى القيم الماضية لـ y_t بدلا من استخدام القيم الماضية لـ x_t فقط. كما قد تكون السببية ثنائية بان تتحدد قيمة كل متغير بقيمة الماضية إضافة إلى القيم الماضية للمتغير الآخر، وهذا يعني أن هناك سببية من اتجاهين. وينبغي ملاحظة أن عبارة y_t تسبب x_t لا تعني أن لـ x_t أثر أو نتيجة لـ y_t حتى لو تمت ملاحظة أن التغير في x_t حدث بعد تغير y_t لأنه قد يكون التغير الذي حدث في كلا المتغيرين بسبب متغير ثالث.

كما تقوم سببية غرانجر على مسلمتين وهما:

- السببية لا تطبق إلا على المتغيرات العشوائية.

- الماضي والحاضر يمكنهما أن يسببا المستقبل والعكس غير صحيح.

ويمكن اختبار السببية في نماذج VAR كما يلي:

فإذا كان لدينا x_t و y_t متغيرين فنكتب نموذج VAR من الشكل:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-p} \\ x_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

و يكون لدينا:

$H_0: b_2^1 = b_3^1 = \dots = b_p^1 = 0$ إذا كانت الفرضية التالية مقبولة: x_t لا تسبب y_t

$H_0: a_2^2 = a_3^2 = \dots = a_p^2 = 0$ إذا كانت الفرضية التالية مقبولة: y_t لا تسبب x_t

في حالة ما إذا تم رفض الفرضيتين، فإن المتغيرين x_t و y_t يشكلان حلقة ذات مفعول ارتجاعي (Feedback effect).

كما تجدر الإشارة أيضا إلى أن اختبار السببية حسب غرانجر يمكن أن يتم بالاعتماد على الإحصائية F لفشير، أو باستخدام إحصائية χ^2 لـ Wald إلا أنه يفضل الاعتماد على الإحصائية khidex-wald وذلك لكون الاختبار F يعد أقل قوة في حالة وجود متغيرات داخلية مؤخرة، بحيث يعتبر هذا الاختبار صالح تقريبا فقط.

الجدول رقم (08): نتائج اختبار السببية لـ Granger.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 10/24/18 Time: 19:26			
Sample: 1970 2016			
Included observations: 44			
Dependent variable: LCHO			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LDEP	0.658044	3	0.8830
All	0.658044	3	0.8830
Dependent variable: LDEP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LCHO	6.887219	3	0.0756
All	6.887219	3	0.0756

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

من خلال نتائج الجدول أعلاه يمكن رصد بعض العلاقات السببية ما بين المتغيرات والتي يمكن تلخيصها فيما يلي:

-لا توجد علاقة سببية بمفهوم غرانجر تتجه من متغيرة الإنفاق الحكومي $LDEP$ نحو متغيرة البطالة $LCHO$ ، عند مستوى دلالة 5%، مما يعني أن متغيرة الإنفاق العام لا تساهم معنويا في تحسين القدرة التنبؤية لمتغيرة البطالة عند مستوى ثقة قدره 95%.

-لا توجد علاقة سببية بمفهوم غرانجر تتجه من متغيرة الكتلة النقدية $LCHO$ نحو متغيرة البطالة $LDEP$ ، عند مستوى دلالة 5%، مما يعني أن متغيرة الكتلة النقدية تساهم معنويا في تحسين القدرة التنبؤية لمتغيرة البطالة عند مستوى ثقة قدره 95%.

2-6- تحليل الصدمات ودوال الاستجابة.

يؤدي استخدام دوال نبضات الاستجابة إلى تحديد سلوك متغيرات النموذج الحركي وتحديد اتجاه العلاقة بين متغيرات النموذج. وتسمى قيم التغير عند كل فترة بدالة الاستجابة (Fonction de réponse impulsionnelle). هذه الطريقة تستعمل في حالة عدم وجود ارتباط بين البواقي ε_n ، وهي فرضية نادرا ما تتحقق. أما في حالة ما إذا كان هناك ارتباط بين الأخطاء والذي يمكن تقديره بالعلاقة التالية:

$$\rho_{\varepsilon_i \varepsilon_j} = \frac{\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j)}{\delta_{\varepsilon_i} \delta_{\varepsilon_j}}$$

يجب وضع فرضيات أخرى تخص العلاقة بين الأخطاء ε_n . حيث أن الطريقة المستعملة لحل مشكل الارتباط الموجود بين الأخطاء تتمثل في البحث عن شكل الأخطاء متعامدة (Orthogonales) مستقلة فيما بينها.

وتتميز دوال الاستجابة بأنها تأخذ بعين الاعتبار مجموع العلاقات الديناميكية الموجودة، حيث تبين رد فعل المتغيرات الداخلية عند حدوث الصدمة في الأخطاء. حيث أن هذه الدوال تبين رد فعل نظام المتغيرات الداخلية على اثر حدوث صدمة في الأخطاء، و حسب سيمس (sims)، فإن دوال الاستجابة تبين أثر انخفاض وحيد مفاجئ لمتغيرة على نفسها، وعلى باقي المتغيرات في كل الأوقات.

وعلى هذا الأساس فإنه قبل القيام بتحليل دوال الاستجابة يجب علينا القيام باختبار فرضية استقلالية الأخطاء العشوائية (التجديدات)، حيث أن هذه الفرضية يمكن التحقق منها عن طريق ملاحظة مصفوفة الارتباطات لبواقي النموذج، والجدول التالي يوضح مصفوفة الارتباطات بين البواقي.

الجدول رقم (09): مصفوفة الارتباطات بين البواقي.

LDEP	LCHO	
0.18	1.00	LCHO
1.00	0.18	LDEP

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

من خلال مصفوفة الارتباطات بين البواقي نلاحظ أنه لا توجد ارتباطات قوية بين التجديدات، هذا يؤكد لنا انه وفي حالة حدوث صدمة على أي متغيرة، يؤدي إلى ظهور ردود الأفعال الحقيقية التي تبديها باقي المتغيرات.

في حالة وجود الارتباطات ما بين البواقي يؤدي ذلك إلى حجب ردود الفعل الحقيقية لباقي المتغيرات، إلا أنه يمكن التخلص من هذه المشكلة بجعل التجديدات المرتبطة إلى تجديدات متعامدة وهو ما يتم التوصل إليه من خلال تفكيك cholesky لمصفوفة التباينات والتباينات المشتركة للتجديدات الأصلية.

من خلال النتائج المحصلة في الجدول أدناه ، نجد أن حدوث صدمة موجبة في متغيرة الإنفاق العام قدرها 13.02% ستؤدي إلى ظهور آثار إيجابية ومتزايدة على معدلات البطالة وذلك خلال العشرة سنوات القادمة، حيث أن هذه الصدمة لا تخلف أي أثر في السنة الأولى، إلا أنه وفي السنة الثانية تخلف أثر مقداره 0.11% ليبدأ في التزايد ليبلغ قيمة 0.74% خلال الفترة العاشرة. ، حيث أن الصدمات الإيجابية في الإنفاق الحكومي تؤدي إلى زيادة في معدلات البطالة وهو أمر يدل على أن السياسة الإنفاقية التوسعية في الجزائر تمارس أثرا لا كينزية خلال ظهور آثار المزاحمة. كما أن حدوث صدمة موجبة في متغيرة البطالة قدرها 8.62% ستؤدي إلى ظهور آثار إيجابية ومتزايدة على قيمة الإنفاق العام وذلك خلال الفترتين الأولى والثانية، لتبدأ في إعطاء آثار سلبية في الفترات اللاحقة مما يدل على أن الحكومة تلجأ في الغالب إلى السياسات ظرفية لحل مشاكل البطالة .

الجدول رقم(10): تقدير دوال الاستجابة.

Response of LCHO:		
Period	LCHO	LDEP
1	0.086262	0.000000
2	0.103643	-0.001141
3	0.127681	-0.001303
4	0.130730	-0.002167
5	0.129264	-0.003101
6	0.120372	-0.004135
7	0.108655	-0.005095
8	0.094713	-0.005983
9	0.080239	-0.006755
10	0.065938	-0.007405
Response of LDEP:		
Period	LCHO	LDEP
1	0.024035	0.130223
2	0.042199	0.146613
3	-0.006991	0.129228
4	-0.017743	0.122743
5	-0.020735	0.121543
6	-0.014578	0.120126
7	-0.006678	0.118005
8	0.003960	0.115871
9	0.015366	0.113781
10	0.026902	0.111665
Cholesky Ordering: LCHO LDEP		

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

3-6- تحليل تباين الخطأ:

إن دوال الاستجابة تفسر كيفية إنتشار صدمة معينة في أحد المتغيرات الداخلة في النظام وعلى بقية المتغيرات الأخرى، أما عملية تفكيك التباين، فهي تساعد على توضيح الأهمية النسبية لكل متغيرة من متغيرات النظام في تفسير التغيرات التي تحدث في متغيرة ما، وذلك من خلال معرفة نسبة مساهمة كل متغيرة من متغيرات النظام في تباين الخطأ في أفق معين (h) الخاص بالمتغيرة المعنية. و لمعرفة وزن أو نسبة مشاركة كل تباين نقوم بقسمة قيمة هذا التباين على تباين خطأ التنبؤ الكلي. نأخذ المثال السابق أي نموذج VAR(1) ، بمتغيرتين x_{1t} و x_{2t} ، فإن تباين خطأ التنبؤ ل x_{1t} يكتب كما يلي:

$$\delta_{x_1}^2(h) = \delta_{x_1}^2[\varphi_{11}^2(0) + \varphi_{11}^2(1) + \dots + \varphi_{11}^2(h-1)] + \delta_{x_2}^2[\varphi_{22}^2(0) + \varphi_{22}^2(1) + \dots + \varphi_{22}^2(h-1)]$$

حيث φ_{ii} هي عناصر المصفوفة M (مصفوفة مضاعفات الأثر).

في الفترة (h) نسبة تحليل التباين للتجديدات ε_{x1t} على ε_{x2t} تعطى بالعلاقة التالية:

$$\frac{\delta_{x_1}^2[\varphi_{11}^2(0) + \varphi_{11}^2(1) + \dots + \varphi_{11}^2(h-1)]}{\delta_{x_1}^2(h)}$$

نسبة تحليل التباين لتجديدات x_{1t} على x_{2t} (ε_{x2t} و ε_{x1t}) تعطى بالعلاقة التالية:

$$\frac{\delta_{x_2}^2 [\varphi_{22}^2(0) + \varphi_{22}^2(1) + \dots + \varphi_{22}^2(h-1)]}{\delta_{x_1}^2(h)}$$

إذا لم تؤثر صدمة ε_{x1t} على تباين الخطأ لـ x_{2t} مهما كان مدى التنبؤ فإنه يمكن اعتبار x_{2t} كمتغيرة خارجية، حيث x_{2t} تتطور بصفة مستقلة عن ε_{1t} . والعكس صحيح، أي إذا أثرت صدمة ε_{1t} جزئيا أو حتى كليا في تباين الخطأ لـ x_{2t} ، فإن x_{2t} تعتبر متغيرة داخلية. تعاني أداة تفكيك التباين من نفس المشاكل التي تعاني منها دوال الاستجابة، حيث أن مشكل ارتباط الأخطاء وارد، وهذا ما يعيق عملية عزل تأثير كل من التجديدات (ε_{x2t} و ε_{x1t}) كل على حدا، ولتفادي هذا المشكل نقوم باستعمال تفكيك كولسكي choleski décomposition. كما تتميز هذه الأخيرة بعدم إمكانية إعطاء تفسير اقتصادي للصدمة المتحصل عليها، وذلك لكون نتائج هذه الطريقة تتغير تبعا لترتيب المتغيرات. الجدول رقم(11): تفكيك تباين معدل البطالة.

Variance Decomposition of LCHO:			
Period	S.E.	LCHO	LDEP
1	0.086262	100.0000	0.000000
2	0.134849	99.99284	0.007165
3	0.185711	99.99130	0.008701
4	0.227120	99.98508	0.014923
5	0.261347	99.97465	0.025349
6	0.287765	99.95845	0.041555
7	0.307637	99.93621	0.063788
8	0.321943	99.90722	0.092778
9	0.331860	99.87125	0.128751
10	0.338428	99.82832	0.171677

Variance Decomposition of LDEP:			
Period	S.E.	LCHO	LDEP
1	0.132423	3.294371	96.70563
2	0.202020	5.778867	94.22113
3	0.239918	4.182278	95.81772
4	0.270077	3.731984	96.26802
5	0.296891	3.576097	96.42390
6	0.320604	3.273398	96.72660
7	0.341697	2.919939	97.08006
8	0.360830	2.630528	97.36947
9	0.378656	2.553351	97.44665
10	0.395693	2.800430	97.19957

Cholesky Ordering: LCHO LDEP

المصدر: مخرجات EViews 9.0.

من خلال نتائج الجدول السابق يتبين لنا أن معظم التقلبات الظرفية التي تمس معدلات البطالة في المدى القصير هي تنتج بصفة أساسية من الصدمات الذاتية لذات المتغيرة، حيث أن هذه الصدمة تقوم بتفسير ما قيمته 99.99% من التغيرات الحاصلة على معدل البطالة خلال الفترة الثانية والتي تلي فترة حدوث الصدمة، كما نلاحظ أن نسبة الصدمات الذاتية لمعدلات البطالة تأخذ في الانخفاض النسبي لتصل إلى معدل 99.82% بعد مرور 10 فترات من الزمن. وبالتزامن مع الانخفاض الحاصل في مساهمة صدمات متغيرة البطالة في تفسير تغيراتها الذاتية تتزايد نسبة مساهمة صدمات متغيرات الإنفاق العام، حيث أن نسبة مساهمة صدمات متغيرة الإنفاق العام على متغيرة البطالة انتقلت من 0.007% خلال الفترة الثانية إلى نسبة 0.17% خلال الفترة العاشرة. ومن خلال ما سبق يتضح لنا ما يلي:

- تباين خطأ التنبؤ لمتغيرة البطالة LCHO ناتج بنسبة حوالي 99.99% عن قيمه السابقة، حوالي 0.007% عن تجدييدات متغيرة الإنفاق العام LDEP.

- تبين خطأ التنبؤ لمتغيرة الإنفاق العام $LDEP$ ناتج بنسبة حوالي 96.70% عن قيمه السابقة، حوالي 3.30% عن تجديدات متغيرة البطالة $LCHO$.

النتائج: من خلال الدراسة السابقة تم التوصل إلى ما يلي:

- بينت النتائج في الفصل التطبيقي عن وجود علاقة موجبة ما بين الإنفاق العام ومعدلات البطالة، حيث أن الزيادة في مستويات الإنفاق العام من شأنه أن يؤدي إلى زيادة معدلات البطالة، وهو ما يخالف مضمون النظرية الاقتصادية، هذا ما يعني أن السياسة الاتفاكية التوسعية في الجزائر تمارس نوعا من الآثار غير الكينزية خلال ظهور آثار المزاحمة.

- نتائج اختبار السببية كشفت عن عدم وجود علاقة سببية بمفهوم غرانجر تنج من متغيرة الإنفاق الحكومي نحو متغيرة البطالة، عند مستوى دلالة 5%، مما يعني أن متغيرة الإنفاق العام لا تساهم معنويا في تحسين القدرة التنبؤية لمتغيرة البطالة عند مستوى ثقة قدره 95%.

- من خلال نتائج السببية نجد أن كل من السياستين المالية لها أثر على معدلات البطالة من خلال أدائي الإنفاق العام.

- أكدت نتائج تحليل دوال الاستجابة الدفعية نتائج اختبارات السببية، حيث أظهرت وجود استجابات معنوية من طرف متغيرة البطالة تجاه أدوات السياسة المالية المتمثلة في الإنفاق العمومي.

- أظهرت نتائج تحليل تفكيك التباين أن كل من السياستين المالية تساهم في تفسير التقلبات الظرفية التي تشهدها معدلات البطالة.

المراجع:

- فلاك ركن الدين، دراسة تحليلية قياسية لأثر السياسة المالية على البطالة في الجزائر، مذكرة ماجستير، المعهد الوطني للتخطيط والإحصاء، 2009، ص 20.

10 انظر:

- دراز حامد عبد المجيد، مرجع سابق، ص 50-52.

- بوشنب موسى، مرجع سابق، ص 61-62.

1.1 Sandrine Lardic, Valérie Mignon, *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica, paris, 2002, pp220-230.

1 خالد شحادة الخطيب واحمد زهير شامية، أسس المالية العامة، دار وائل للنشر، ط2، الأردن، 2005، ص 53.

2 سوزي عدلي ناشد، الوجيز في المالية العامة، دار الجامعة الجديدة للنشر، الإسكندرية، 2000، ص 37.

3 زينب حسين عوض الله، أساسيات المالية العامة، دار الجامعة الجديدة، مصر، 2006، ص 37.

4 عبد المطلب عبد الحميد، السياسات الاقتصادية على المستوى الاقتصاد القومي، مجموعة النيل العربية، القاهرة، ط1، 2003، ص 190.

5 سوزي عدلي ناشد، مرجع سابق، ص 46.

6 مجدي محمود شهاب، الاقتصاد المالي، دار الجامعة الجديدة للنشر، الإسكندرية، 1999، ص 90.

7 زهير أحمد شامية، المالية العامة، دار وائل للنشر، الأردن، ص 96.

8 سليمان أحمد اللوزي، المالية العامة، دار زهران، 1999، ص 142.

9 انظر:

- حامد عبد المجيد دراز، مبادئ المالية العامة، الدار الجامعية للنشر، الإسكندرية، 2003، ص 34.