

THE ECONOMIC EFFECTS OF FINANCIAL POLICY: EMPIRICAL STUDY OF
THE ALGERIAN ECONOMY

الآثار الاقتصادية للسياسة المالية: دراسة تطبيقية على الاقتصاد الجزائري

*العقاب محمد

جامعة زيان عاشور بالجللفة

mohamedelaguab18@gmail.com

حاشي نوري

جامعة زيان عاشور بالجللفة

hachi.naouri@gmail.com

بن خليف طارق

جامعة زيان عاشور بالجللفة

benkhelif.tar@gmail.com

تاريخ الوصول: 2019 /10/ 29 تاريخ القبول: 2020 /01 /21 تاريخ النشر على الانترنت: 2020 /06 /01

ABSTRACT: This study aims to assess the relationship between the financial policy and the economic activities in Algeria, over the period 1980-2017, by using the SVAR model. In the short period, the obtained results show that the structural shocks on Algeria's financial policy instruments lead to increase, with only the small rate, the real GDP. So, the Algerian economy does react significantly to the government efforts over the studied period. Indeed, the shocks on the public revenues lead to decrease the general price index by 2.4% and raise the interest rate by 2.9%, however his effect tends to disappear in the medium term (around 4 years). In addition, the public expenditure shocks will make the inflation rate and the interest rate to rise by 1% and 1.7% respectively. Therefore, the Algerian's financial policy doesn't efficiency, because the government expenditures don't destine to the investment to create the added value able to accelerate significantly the rate growth.

Keywords: Algerian economy, financial policy, structural shocks, SVAR model.

JEL Classification : E52 G28 R15

ملخص: قمنا في هذه الورقة البحثية بتقييم أداء أدوات السياسة المالية في تحديد النشاط الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1980-2017)، حيث توصلنا إلى قبول العلاقة على المدى القصير فقط، وباستعمال

المؤلف المراسل *

نموذج (SVAR) حسب منهجية (Perotti, 2000) فإن حدوث صدمة هيكلية في أدوات السياسة المالية أدت إلى استجابة ضعيفة وإن كانت إيجابية في الناتج الحقيقي مما يعكس عدم استجابة النشاط الاقتصادي الجزائري، فالصدمة الحاصلة في الإيرادات العمومية أدت إلى انخفاض المستوى العام للأسعار بحوالي 2.4% وارتفاع معدلات الفائدة بنسبة 2.9% ليتلاشى هذا الأثر في السنة الرابعة، وعلى غرار ذلك فإن معدلات التضخم ومعدلات الفائدة ترتفع بحوالي 1% و1.7% على التوالي تبعاً لصدمة هيكلية في الإنفاق الحكومي مما يدل على أن هذا الإنفاق ليس موجه للاستثمار الناجع ولا يعالج مشكلة ضعف العرض في الاقتصاد الجزائري وهذا يؤكد على عدم فعالية أدوات السياسة المالية في تحسين أداء الاقتصاد الجزائري وتصحيح كل الاختلالات الممكنة على المدى البعيد.

كلمات مفتاحية: الاقتصاد الجزائري، السياسة المالية، الصدمات الهيكلية، نموذج (SVAR).

1. مقدمة

تحتل السياسة المالية مكانة هامة بين السياسات الاقتصادية الأخرى إذ أنها تستطيع أن تقوم بدور كبير في تحقيق العديد من الأهداف التي ينشدها أي اقتصاد بفضل أدواتها المتعددة التي تعد من أهم أدوات إدارة الموارد الاقتصادية في تحقيق التنمية الاقتصادية والقضاء على المشاكل التي تعوق الاستقرار والتوازن الاقتصادي، وعلى اعتبار الجزائر إحدى الدول النامية التي تتدخل الدولة في اقتصادها، والتي تعاني من محدودية الموارد والضغوطات الإنفاقية المتزايدة لتقديم الخدمات الأساسية الأمر الذي كانت له انعكاساته على أداء السياسة المالية، حيث أنها تؤثر تأثيراً فعالاً على المتغيرات الكلية للاقتصاد الوطني مثل الناتج المحلي الخام والتضخم وسعر الفائدة ومن هنا تظهر أهمية تحليل آثار الصدمات الهيكلية للسياسة المالية على النشاط الاقتصادي في الجزائر.

ومن بين الأساليب الشائعة في تقدير آثار السياسة المالية على النشاط الاقتصادي تلك التي تقوم على نماذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، حيث أن الدراسات التطبيقية باستخدام منهجية (VAR) لها عدة طرق لتعريف الصدمات والأكثر شيوعاً النموذج التراجعي المقترح من طرف (Sims, 1980)، منهجية دراسة الحدث المقدمة من طرف (Ramey and Shapiro 1998) ومتجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) المقترح من طرف (Blanchard and Perotti, 1999). ولمعالجة الموضوع نطرح الإشكالية الرئيسية التالية:

ما هي الآثار الاقتصادية الكلية الناتجة عن الصدمات الهيكلية للسياسة المالية في الجزائر خلال

الفترة 2017-2017 ؟

1.1. منهجية الدراسة

تعتمد الدراسة على المنهج التحليلي الوصفي لعرض بيانات الدراسة، بالإضافة إلى المنهج الاستقرائي والذي نستعمل ضمنه تقنيات الاقتصاد القياسي لبناء النموذج الأمثل والأكثر ملائمة لبيانات عينة الدراسة وهذا بغرض تحليل اثر الصدمات الهيكلية للسياسة المالية على المتغيرات الاقتصادية الجزائرية والإجابة على إشكالية البحث.

2.1. الدراسات السابقة

بالنسبة لموضوع دراستنا هذه نخصي العديد من الدراسات السابقة نذكر منها:

BIAU O. et Elie G., Politique Budgétaire et Dynamique Economique en France: l'Approche VAR Structurel, École nationale de la Statistique et de l'Administration économique, Économie et prévision, n°169-171, 2004

قام الباحثان بتقييم فعالية السياسة المالية في فرنسا في الأجل القصير في حال حدوث صدمة هيكلية بارتفاع الإنفاق العمومي باستخدام نموذج (SVAR) بالاعتماد على النماذج الكنزية، وبنفس الطريقة تقدير الأثر على النشاط الاقتصادي الفرنسي في حالة حدوث صدمة هيكلية بالارتفاع في الإيرادات العمومية، حيث توصل الباحثان إلى أن أثر هذه السياسة ضعيف جدا وليس معنويا إلا في الأجل القصير أو المتوسط.

Chibi A., Benbouziane M. and Chekouri M., the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy Shocks in Algeria: an Empirical Study, Economic Research Forum, Working Paper Series, Working Paper N°536, 2010.

قام أصحاب البحث بدراسة الآثار الاقتصادية الكلية لصدمة السياسة المالية في الجزائر باستخدام مقارنة نماذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) من خلال تحليل أثر صدمة هيكلية في الإنفاق الحكومي والإيرادات العمومية على التضخم وسعر الفائدة وعلى الناتج المحلي الخام الحقيقي ومكوناته من استهلاك واستثمار، حيث توصلوا إلى أن السياسات التوسعية المنتهجة في الجزائر تمارس نوعا من الآثار اللاكنزنية من خلال ظهور آثار المزاخمة.

3.1. أهداف وأهمية الدراسة

التعرف على الدور الذي تلعبه السياسة المالية في تحديد أداء النشاط الاقتصادي وتحليل الصدمات الهيكلية لمتغيرات هذه السياسة وأثرها على المحددات الكلية للاقتصاد الجزائري ومحاولة صياغة نموذج هيكلي بإمكانه عزل آثار هذه الصدمات.

2. التعريف بمتغيرات الدراسة

قبل القيام بصياغة وتقييم النماذج المزمع دراستها نقوم في البداية بتقديم مختلف المتغيرات التي سنستخدمها في هذه الدراسة والتي اعتمدنا فيها أساسا على قاعدة البيانات للبنك العالمي نسخة 2017 في

جلب بيانات الدراسة، ثم التطرق للتعليق على منحنيات تطورها التاريخي خلال الفترة الممتدة من 1980 إلى غاية 2017، مما يعطينا نظرة أولية على هذه المتغيرات تساعدنا في تحديد وصياغة النماذج المناسبة لغرض الدراسة (انظر الملحق1).

1.2. الإنفاق الحكومي

ويعبر هذا المتغير عن الإنفاق الاستهلاكي النهائي للقطاع الحكومي ويشمل جميع النفقات الحكومية الجارية على مشتريات السلع والخدمات (بما في ذلك تعويضات العاملين)، كما تشمل أيضاً معظم نفقات الدفاع والأمن الوطنيين، ولكنه يستبعد الإنفاق العسكري الحكومي الذي يشكل جزءاً من تكوين رأس المال الحكومي والبيانات بالسعر الثابت للعملة المحلية، ونستخدم الرمز g للتعبير عن الإنفاق الحكومي. ومن خلال منحني تطور الإنفاق الحكومي في الجزائر خلال الفترة 1980-2017 نلاحظ أنها في تزايد مستمر خلال كل هذه الفترة و هذا ما يبدو طبيعياً كون أن نفقات الدولة تزداد بسبب الزيادة الطبيعية في عدد السكان والهياكل والمنشآت في البلاد، غير أنه يمكن استثناء فترة التسعينات التي نرى فيها انخفاضاً طفيفاً في حجم الإنفاق الحكومي وذلك يرجع للأزمة التي مرت بها الجزائر في تلك الفترة، ومن الناحية الإحصائية فإن الاتجاه العام واضح في السلسلة وهو اتجاه موجب لكونها تزايد نحو الأعلى وهذا ما يوحي بعدم استقرارها.

2.2. الإيرادات العمومية

تتميز الإيرادات العامة في الجزائر بميزة خاصة تتمثل أن جزءاً كبيراً منها يتأتى عن طريق الجباية البترولية التي تعتبر أهم مورد من موارد الدولة، لتأتي بعدها الإيرادات العادية المتكونة من الإيرادات الجبائية خارج المحروقات والإيرادات غير الجبائية، ونرمز للإيرادات العمومية بالرمز r . ويتسم منحني تطور الإيرادات العمومية في الجزائر خلال فترة الدراسة بنوع من الثبات في بداية الفترة ثم يأخذ في التزايد بشكل ملحوظ بداية من التسعينات ويستمر هذا التزايد إلى آخر سنة غير أنه يجدر بنا الإشارة إلى صدمة تتمثل في انخفاض حاد للمنحني سنة 2004 وأخرى سنة 2014 ناتجة من انخفاض أسعار البترول التي تعتبر مصدر الإيرادات الرئيسي في الجزائر. يمكن التوقع أن سلسلة الإيرادات الحكومية غير مستقرة لأن مركبة الاتجاه العام واضحة من خلال التزايد الموجب للمنحني.

3.2. إجمالي الناتج المحلي

يعبر الناتج المحلي الخام عن مجموع إجمالي القيمة المضافة من جانب جميع المنتجين المقيمين في الاقتصاد زائد أية ضرائب على المنتجات وناقص أية إعانات غير مشمولة في قيمة المنتجات، ويتم حسابه

بدون اقتطاع قيمة إهلاك الأصول المصنعة أو إجراء أية خصوم بسبب نضوب وتدهور الموارد الطبيعية. والبيانات بالسعر الثابت للعملة المحلية، ونرمز للناتج المحلي الخام بالرمز gdp. ويتسم منحني التطور التاريخي للناتج المحلي الإجمالي في الجزائر خلال الفترة 1980-2017 بنوع من التزايد المستمر والثابت نوعا ما، أما في ما يخص استقرارية هذه السلسلة فيمكن القول أن منحني الناتج المحلي الخام يوحي بعد استقرارية السلسلة لوجود مركبة الاتجاه العام.

4.2. التضخم

كمؤشر عن التضخم نستخدم معامل التكميش الضمني لإجمالي الناتج المحلي وهو نسبة هذا الإجمالي بالأسعار الجارية للعملة المحلية إلى الإجمالي بالأسعار الثابتة للعملة المحلية، وللتعبير عنه نستخدم الرمز inf. ونسجل من خلال منحني تطور التضخم في الجزائر خلال الدراسة أن الاقتصاد يشهد ضغوطا تضخمية شديدة تتزايد منذ بداية فترة الدراسة حتى نهايتها وهذا يمكن أن يكون راجعا لكون مستويات العرض الكلي وارتفاع معدلات السيولة دون أن يكون لها أثر إنتاجي، ويوحي هذا المنحني بوجود مركبة اتجاه عام في السلسلة وبالتالي أنها غير مستقرة.

5.2. معدل الفائدة الحقيقي

تم الاعتماد على سعر الفائدة الحقيقي وهو سعر فائدة القرض الذي يتم تعديله بسبب التضخم كما يقيسه معامل انكماش الناتج المحلي، و نرمز له بالرمز i. نلاحظ من خلال منحني التطور التاريخي لمعدل الفائدة في الجزائر خلال الفترة 1980-2017 أنه يخضع لاضطرابات كثيرة على طول فترة الدراسة وهذا التذبذب يكون موجبا أحيانا وسالبا أحيانا أخرى، وهذه الاضطرابات قد تؤدي إلى عدم استقرار السلسلة بسبب عدم ثبات تباينها.

3. منهجية الدراسة التطبيقية

إن المنهجية الإحصائية تقتضي من الضروري قبل تقدير النموذج التأكد من استقرار السلاسل الزمنية المستعملة في النموذج محل الدراسة، فإذا كانت هذه السلاسل غير مستقرة عند مستوياتها فإن استعمالها في التقدير يؤدي إلى مشكل الانحدار الزائف والذي يعطي لنا مقدرات متحيزة، كما أن الكشف عن مستويات التكامل لمتغيرات النموذج يساعدنا في تحديد النموذج الأكثر ملائمة لبيانات الدراسة. ومن أجل التخلص من ضغط الزمن في قياس الظواهر الاقتصادية المتعلقة بالمشورات الكلية نستخدم اللوغاريتم بالنسبة للناتج المحلي الخام، الإنفاق الحكومي والإيرادات العمومية.

4. دراسة الاستقرارية لمتغيرات النموذج

وبغرض دراسة الاستقرارية نعتمد على اختباري جذر الوحدة لـ (ADF) و (PP)، ونعتبر السلسلة مستقرة إذا كانت مستقرة بالنسبة للاختبارين معاً ويكون ذلك بإتباع منهجية (Dickey et Fuller, 1981). وبغرض تحديد التأخيرات اللازمة لتصحيح الارتباط الذاتي وعدم ثبات تباین الأخطاء المحتمل في نماذج جذر الوحدة لهذه الاختبارات فإننا نعتمد على الاختيار الأمثل الذي يحدده البرنامج آلياً وعلى أساس أقل قيمة للمعيار (Akaike). ومن خلال نتائج اختباري جذر الوحدة لـ (ADF) و (PP) تأكدنا من أن كل متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى (انظر الملحق 2)، وبما أنها متكاملة من نفس الدرجة فإننا نكون أمام إمكانية حدوث حالة للتكامل المشترك بين المتغيرات السابقة (La Cointégration).

5. اختبار إمكانية التكامل المشترك لمتغيرات النموذج

يتعلق مفهوم التكامل المشترك بالعلاقة التوازنية في الأجل الطويل بين السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج، فإذا كانت هذه السلاسل متكاملة تكاملاً مشتركاً فستكون بواقى العلاقة الساكنة في النموذج الأصلي مستقرة (Dolado, J.J., Jenkinson, T., 1990: PP.249-273). و في حالة تأكد هذه الفرضية فإنه يتوجب علينا إدراج هذه العلاقة طويلة الأجل في النموذج، و يجب تصحيح النموذج ويعرف عندئذ بنموذج تصحيح الخطأ (VECM).

1.5. حسب منهجية (Johansen, 1991)

إن اختبار (Johansen, 1991) للتكامل المشترك يعتمد على اختبار القيود المفروض من التكامل المشترك على نظام متجه الانحدار الذاتي غير المقيد. ومن اجل إجراء هذا الاختبار يجب في البداية تحديد قيمة التأخير اللازمة في نموذج (VAR) الأمثل بسبب حساسية نتيجة هذا الاختبار لقيم الإبطاء للمتغيرات ويكون ذلك بالاعتماد على العديد من معايير المفاضلة، وبعد التقدير من اجل التأخيرات من 0 إلى 3 وهي التأخيرات المتوقعة من طرف النظرية الاقتصادية في هذا النوع من الدراسات حيث أننا لا نتوقع درجات أعلى في البيانات السنوية علاوة على عدد المشاهدات القليل في هذا البحث، وحسب بيانات الدراسة يكون النموذج VAR(1) هو الأمثل لأنه يعطينا أقل قيم لأربعة معايير مفاضلة وبالتالي فإن الإبطاء المناسب الذي يتم استعماله في الاختبار والتقدير هو $P=1$ (انظر الملحق 3). وعلى أساس منهجية (Johansen, 1991) فإننا نعتمد على اختبار الأثر واختبار القيمة العظمى وعلى اعتبار أن دراستنا هذه نتناول فيها بيانات لمتغيرات كلية فإننا نفترض وجود اتجاه عام وقاطع في علاقة التكامل المشترك وبمستوي البيانات كما أن هذا الفرض يوافق اختبارات جذر الوحدة.

ونتيجة اختبار الأثر تؤكد على رفض الفرضية المعدومة المتعلقة بالسطر الأول وهذا بمستوي معنوية 5% و التأكيد على أن رتبة المصفوفة غير معدومة أي وجود علاقة تكامل مشترك واحدة على الأقل، غير

انه لا يمكننا رفض الفرضية المدعومة للسطر الثاني والمتضمنة لوجود علاقة تكامل مشترك على الأكثر وهذا حتى عند مستوى معنوية 10%، وعليه يمكننا أن نخلص إلى أن رتبة المصفوفة هي واحد مما يدل على وجود علاقة وحيدة للتكامل المشترك بين متغيرات الدراسة. كما أن نتيجة اختبار القيمة العظمى تؤكد على رفض الفرضية المدعومة المتعلقة بالسطر الأول وهذا بمستوى معنوية 7% مما يدل على أن رتبة المصفوفة غير مدعومة، غير انه لا يمكننا رفض الفرضية المدعومة للسطر الثاني والمتضمنة لوجود علاقة واحدة للتكامل مشترك وهذا حتى عند مستوى معنوية 10%. وبالتالي نؤكد على أن رتبة المصفوفة هي واحد وهذا يدل على وجود علاقة وحيدة للتكامل المشترك بين متغيرات الدراسة.

إن نموذج التكامل المشترك يتضمن تقدير للانحدار الذاتي المعتاد مقيداً بإضافة مقدار الخطأ في التوازن إلى معادلات النموذج وعندئذ يسمى بنموذج تصحيح الخطأ (VECM) وهذا حتى نتجنب خطأ التوصيف في النموذج، ويحتوي هذا النموذج على جزئين جزء يخص الحركية في الأجل القصير وهي تظهر في فروقات المتغيرات بفترة إبطاء واحدة ممثلة في نموذج VAR(1) بينما الجزء الثاني فيخصص علاقة التكامل المشترك والتي تصف علاقة التوازن في الأجل الطويل والممثلة في مركبات شعاع التكامل المشترك. وعلى حسب نتيجة التقدير فإن معاملات تصحيح الخطأ في المعادلات 1، 3 و 4 للنظام السابق غير مقبولة لأن إشارتها موجبة (انظر الملحق 3)، أما بالنسبة للمعادلة 2 و 5 فإن إشارتها سالبة غير أنها ليست ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% وبالتالي فهي مرفوضة كذلك وهذا يعتبر شرط أساسي لقبول العلاقة (VECM). وعليه فإننا نرفض وجود علاقة توازن على الأمد البعيد بين متغيرات الدراسة حسب منهجية (Johansen, 1991).

2.5. حسب منهجية الحدود (Pesaran et Shain, 2001)

تعتبر نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة أو المبطة (ARDL) هي الأسلوب الأكثر تطوراً والمقاربة الأكثر حداثة في معالجة النماذج المبنية على قواعد السلاسل الزمنية، ولقد تم تطوير هذا الأسلوب لتجاوز المشاكل التي واجهت نماذج تصحيح الخطأ (Johansen, 1991) أو طريقة اختبار الخطوتين الذي وضعه (Engle and Granger, 1987)، نذكر منها مشكلة عدم التأكد التي عادة ما تظهر بشأن خصائص السلاسل الزمنية ودرجة استقرارها الأمر الذي يصبح معه استخدام طريقة (ARDL) هو الخيار الأفضل لأن هذا الأسلوب لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة، بالإضافة إلى ذلك فقد لاحظ (Kremers J.M., Ericsson R. et Dolado J., 1992) أنه في حالة صغر حجم العينة فإنه من الصعوبة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات غير المستقرة وأن استقرار السلاسل الزمنية يؤدي إلى انخفاض

معنوية مقدرات المعالم، غير أن أسلوب (ARDL) يتمتع بخصائص أحسن في حالة السلاسل الزمنية القصيرة تمنحنا مقدرات أفضل مقارنة بطرق التقدير الأخرى. (كانت بداية الأبحاث في هذا الأسلوب عام 1999 على يد الباحث الأمريكي من أصول إيرانية (Pesaran) وساعده في ذلك الباحث (Shain) ليكتمل البحث في أسلوب (ARDL) وبالطريقة التي نستعملها الآن عام 2001، وعلى أساس أن هذا الأسلوب يعتمد على اختبار حدود الارتباط الذاتي المتباطئ التوزيع في النموذج (AutoRegressive Distributed Lag) يمكننا تسميته بطريقة اختبارات الحدود (Bounds Test Methodology). ويعتبر الشرط الضروري لاستعمال أسلوب (ARDL) هو أن تكون كل السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج مستقرة عند المستوى أو الفرق الأول على أعلى تقدير (Alalaya M.M., 2008, PP: 605-616).

ويعتبر اختبار الحدود من أهم الاختبارات البعدية في نماذج (ARDL) والذي يتم من خلاله التحقق من وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع، وهذا الاختبار هو من نوع فيشر ويرتكز على الفرضية المعدومة التي تنص على عدم وجود علاقة في الأجل الطويل أي أن معلمات الأجل البعيد ذات معنوية إحصائية معدومة. ويتم مقارنة الإحصائية المحسوبة بقيم جدوليه خاصة موضوعة من طرف (Pesaran, 2001) فإذا كانت الإحصائية المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية الكبرى نرفض الفرضية المعدومة ونقر بوجود علاقة طويلة الأجل تتجه من المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع، أما إذا كانت الإحصائية المحسوبة أقل من القيمة الجدولية الصغرى نقبل الفرضية المعدومة أي عدم وجود علاقة في الأجل الطويل بين متغيرات الدراسة، غير أنه إذا كانت الإحصائية المحسوبة تقع ضمن المجال فهذا يمثل حالة عدم التأكد. ولاستخدام منهجية الحدود نقوم أولاً بتحديد طول الإبطاء لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيدة بالاعتماد على معيار (AIC)، علماً بأنه تم قبول وجود حد ثابت واتجاه عام ضمن النموذج، وتشير النتائج إلى أن طول الإبطاء الأفضل لمتغيرات النموذج هو $ARDL(1,0,4,0,1)$ حسب معيار (AIC) والذي بلغ أدناه عند القيمة 6.89- (انظر الملحق 4). والخطوة التالية تتمثل في اختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، فبعد تقدير نموذج (ARDL) الشرطي (ARDL-UECM) وتطبيق اختبار الحدود على هذا النموذج فإن الإحصائية المحسوبة لهذا الاختبار والمرافقة لفرض العدم ($F \text{ stat.}=3.26$) أقل من قيم الحد الأدنى للقيم الحرجة عند كل مستويات المعنوية من 1% إلى 5% وذلك بالاعتماد على الجداول CI(iii) وتقع داخل المجال حالة عدم التأكد عند 10%. وعليه يمكننا قبول فرضية العدم والتأكيد على عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع في الجزائر وخلال فترة الدراسة (انظر الملحق 3).

6. دراسة ديناميكية العلاقة على المدى القصير

حسب النتائج السابقة فإنه لا توجد علاقة توازنية على الأمد البعيد بين متغيرات السياسة المالية والنمو الاقتصادي في الجزائر خلال فترة الدراسة مما يعني أن كل الاختلالات الحاصلة في النموذج لا يتم تصحيحها ذاتياً على الأمد البعيد ضمن النموذج، وعليه فإننا نلجئ إلى دراسة ديناميكية العلاقة على المدى القصير والمتضمنة لتقدير نموذج VAR(1)، وحتى يمكننا الاعتماد على هذا النموذج في دراسة السلوك الحركي للمتغيرات وتحليل الصدمات لدوال نبض الاستجابة يجب في البداية إخضاع النموذج لجملة من الاختبارات الإحصائية للتأكد من مدى صلاحيته (Batiste C. G. et Guillaumin C., 2013: PP 305-319).

1.6. تقييم صلاحية النموذج

بغرض تحليل الارتباط الذاتي للأخطاء نعتمد على اختبارين إحصائيين، حيث أن الاختبار الأول (Serial Test) يدرس إمكانية وجود ارتباط ذاتي متسلسل للبواقي و يعتمد هذا الاختبار على الفرضية المدعومة عدم وجود ارتباط ذاتي متسلسل للبواقي (انظر الملحق 5)، فعند تأخير قدره $h=10$ وبالاعتماد على الاحتمال المرافق لنتيجة هذا الاختبار يمكننا التأكيد على عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء. أما الاختبار الثاني فهو بمنحنا إحصائية (Ljung-Box) فعند تأخير قدره $h=10$ و من خلال الاحتمال المرافق لهذه الإحصائية يمكننا قبول الفرضية المدعومة بمستوى معنوية 5% والإقرار بعدم وجود ذاكرة ضمن سلسلة بواقي النموذج، كما أن دوال الارتباط الذاتي لبواقي المعادلات الخمسة مثنى مثنى يوضح بأن أغلبها تقع داخل مجال الثقة أي أنها ذات معنوية إحصائية مدعومة مما يدعم صحة الاختبارين السابقين. وبخصوص اختبار فرضية ثبات تباين البواقي نعتمد على اختبار (White) حيث أن الفرضية المدعومة لهذا الاختبار تنص على ثبات تباين البواقي ونتيجة هذا الاختبار تؤكد على قبول الفرضية المدعومة بمستوى معنوية 5% بالنسبة لبواقي كل المعادلات أو الفرضية المشتركة لكل بواقي نموذج، وعليه فإن تباين البواقي ثابت خلال فترة الدراسة وبالتالي فهي سلسلة تشويش ابيض (Bruit Blanc). ومن خلال معاملات التوزيع الطبيعي بالنسبة لبواقي نجد أننا نقبل فرضية التناظر في كل المعادلات ماعدا معادلة الناتج المحلي غير أننا نقبل فرضية التناظر حسب الاختبار المشترك، أما بخصوص التفلطح فإننا نقبل الفرضية في معادلة سعر الفائدة والتضخم والإنفاق الحكومي ونرفضها في معادلة الإيرادات العمومية والناتج المحلي، وباستعمال الاختبار المشترك نخلص إلى رفض فرضية التفلطح لبواقي هذه المعادلات عند مستوي معنوية 5% والاختبار المشترك لمعاملات التوزيع الطبيعي بالنسبة لبواقي النموذج الكلي فإننا نقبل فرضية التوزيع الطبيعي ككل وعند مستوي معنوية 5% وهذا باستعمال الاختبار المشترك لـ (Jareque-Bera). كما أن مقلوب كل جذور النموذج تقع داخل دائرة

الوحدة و هذا يدل على استقرار النموذج المدروس. وبناءً على ما سبق يمكننا القول أن بواقي نموذج هي سلسلة تشويش ابيض (Bruit Blanc) ذات تباين ثابت (Homoscedastique) وتخضع للتوزيع الطبيعي (Normale) فهي مقبولة من وجهة إحصائية وهذا يدل على قوة النموذج وأن الصياغة صحيحة.

2.6. دراسة السلوك الحركي لمتغيرات النموذج

نعمل في البداية على تحليل استجابة متغيرات الدراسة لصددمات النموذج ويتم ذلك عن طريق تحليل التباين و دوال نبض الاستجابة، ويكون أساس هذا التحليل بالاعتماد على (Décomposition de Choleski) من اجل عزل أي صدمة ناشئة للنظام لمتغير محدد (Gilbert C., 2019: P. 41). وتعتمد تجزئة تشولسكي (Choleski) على الهيكل التراجعي للنظام (Sims, 1980)، بحيث أن أي متغير يتأثر بشكل متزامن فقط بالمتغيرات التي تسبقه في الترتيب ونتائج التحليل حساسة جدا لترتيب المتغيرات. ونعتمد في دراستنا هذه على الترتيب التالي للمتغيرات: $g \rightarrow i \rightarrow \inf \rightarrow r \rightarrow gdp$

وعلى أساس هذا الترتيب فإننا نفترض بأن الإنفاق الحكومي يتم تحديده مسبقا من خلال إعداد قانون الميزانية لذلك فهو لا يتأثر بشكل متزامن بأي متغير من متغيرات الدراسة، يأتي بعده في الترتيب معدل الفائدة الذي يحدده البنك المركزي وقد تبين لنا سابقا أن هذا المتغير مستقل نوعا ما عن بقية المتغيرات ليأتي بعد ذلك التضخم ثم تليه الإيرادات التي يتم تحصيلها في فترة متأخرة نسبيا من السنة ونقصد بالذكر الجباية الضريبية وأخيرا الناتج المحلي الخام الذي يتأثر آنيا بجميع المتغيرات السابقة الذكر .

1.2.6. تجزئة التباين (Décomposition de la variance)

إن تجزئة التباين تقيس النسبة من تباين خطأ التنبؤ للمتغير محل الدراسة الناتجة عن الصدمات غير المتنبأ بها لكل متغير من متغيرات النموذج خلال فترة التنبؤ، أي أنها تقيس مساهمة الصدمات العشوائية لمتغيرات النموذج في التقلبات المستقبلية لمتغير ما. فبالنسبة للناتج المحلي الخام فإن حدوث صدمة في متغير الإيرادات العمومية تساهم بنسبة قدرها حوالي 4% في السنة الأولى أما بالنسبة للمتغيرات سعر الفائدة ومعدل التضخم والإنفاق الحكومي فهي حوالي 0% ، 0.76% و 0.03% على التوالي وهي نسب ضعيفة. غير أن ذلك يتغير بعد السنة الثانية حيث يصبح متغير الإنفاق الحكومي يمثل نسبة مساهمة قدرها حوالي 16% في تفسير تقلبات تباين خطأ التنبؤ لمتغير الناتج المحلي الخام، أما صدمات متغير الناتج المحلي الخام فتتراجع مساهمتها في تفسير تقلبات نفس المتغير من 95% في الفترة الأولى إلى حوالي 76% و هذه النتيجة توحي بالأهمية الكبيرة للصددمات في متغير الإنفاق الحكومي في تفسير التقلبات المستقبلية للناتج المحلي الخام ، غير أن الصدمات في معدلات سعر الفائدة دور ضعيف في تحديد القيم المستقبلية للناتج المحلي الخام (انظر الملحق 6).

وبالنسبة لتجزئة تباين متغير الإنفاق الحكومي نلاحظ أن أكثر من 96% من خطأ التنبؤ مفسرة بالصدمات الذاتية للمتغير نفسه أما باقي المتغيرات فتساهم بنسب مساهمة قدرها حوالي 4% هذا على الأمد البعيد مما يدل على استقلالية الإنفاق العمومي في الجزائر عن بقية متغيرات الدراسة. وفيما يخص متغير معدل الفائدة فانه على المدى القصير كل التقلبات الحاصلة في تباين خطأ التنبؤ لهذا المتغير ترتبط بالصدمات الحاصلة في المتغير في حد ذاته فقط، غير انه على الأمد الطويل تنخفض نسبة المساهمة الذاتية لهذا المتغير لتبلغ حوالي 77% أما باقي المتغيرات فتساهم بنسب مساهمة قدرها حوالي 7% لكل متغير هذا على الأمد البعيد مما يدل على استقلالية هذا المؤشر. أما فيما يتعلق بمتغير معدلات التضخم فانه على المدى القصير يتأثر بالتقلبات الحاصلة في المتغير نفسه بنسبة قدرها حوالي 36% فقط، ونلاحظ أن مساهمة متغير سعر الفائدة في تقلبات التضخم بنسبة قدرها حوالي 60% مما يدل على أهمية هذا المتغير في تحديد معدلات التضخم كما نلاحظ أن هذه النسبة لا تنخفض إلا بمقدار 3% فقط على الأمد البعيد. أما فيما يخص متغير الإيرادات العمومية فإن تقلبات هذا المتغير في المدى القصير تخضع مناصفة بين الإنفاق الحكومي و معدل الفائدة إذ يساهم الأول بنسبة 40% والثاني بنسبة 54% إلا أنه في المدى البعيد تنخفض مساهمة الإنفاق إلا 35% وتبقي مساهمة متغير سعر الفائدة ثابتة (انظر الملحق 6).

2.2.6. دوال نبض الاستجابة (Fonctions des Réponse)

تعتبر دوال نبض الاستجابة كأداة أخرى تساعدنا على التعرف على السلوك الحركي، وتقيس هذه الدوال تأثير صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لإحدى متغيرات النموذج على القيم الحالية والمستقبلية لكل متغيرات النموذج (Gottschalk J., 2001: PP.25). فحدوث صدمة في متغير الإنفاق الحكومي تؤثر بشكل موجب في متغير الناتج المحلي الخام، لكن هذا الأثر يظهر تدريجيا بعد الفترة الأولى حتى السنة الثانية حيث يحدث ارتفاع مقداره حوالي 8.2 مليون دج في الناتج المحلي الخام ليعاود الانخفاض بعد السنة الثانية تدريجيا حتى تختفي الأثر تماما بعد الفترة السادسة.

أما بالنسبة لاستجابة معدل الفائدة للمتغيرات الحاصلة في الإنفاق الحكومي فإننا في السنة الأولى نسجل تزايداً لهذا المؤشر يصل 2.6% في السنة الثانية لينخفض بعد ذلك ويكون سالبا فيصل عند الفترة الرابعة إلى 0.9-% ويتجه هذا الأثر بعد ذلك للاختفاء عند بلوغ الفترة السادسة. ونلاحظ أن التوسع في الإنفاق للدولة له أثر سلبي على القدرة الشرائية ومستوى الأسعار فإننا نسجل استجابة موجبة مباشرة لمعدلات التضخم بالارتفاع فهي تساوي حوالي 2.7% في السنة الأولى من الصدمة غير أن هذه الزيادة تأخذ في التناقص تدريجيا لتصبح معدومة عند الفترة الثالثة ثم يرتد الأثر مجددا بالإيجاب لكن قيمته تكون ضعيفة

بنسبة قدرها حوالي 0.7% في السنة الرابعة إلى أن يتجه نحو الصفر عند بلوغ السنة السادسة. وعلى العكس من ذلك فإن حدوث صدمة هيكلية في الإنفاق الحكومي يكون لها اثر ايجابي على الإيرادات في السنة الأولى بقيمة قدرها حوالي 43 مليون دج، يأخذ هذا الأثر بالتراجع حتى يصبح سالبا في السنة الثالثة فتتخفض الإيرادات بحوالي 36 مليون دج تبدأ بعدها في التزايد حتى يتلاشى الأثر عند السنة السادسة(انظر الملحق 7).

كما أن حدوث صدمة في الإيرادات العمومية يكون لها أثر معنوي ايجابي على حجم الإنفاق الحكومي يظهر أثرها تدريجيا حتى يصل في الفترة الثانية حوالي 4.7 مليون دج ثم يزول هذا الأثر بعد الفترة الثالثة تدريجيا، نفس هذا الأثر تمارسه هذه الصدمة على سعر الفائدة الذي يرتفع بحوالي 2.9% في الفترة الثانية ثم يبدأ في التراجع ليصل في الفترة الرابعة لحوالي 0.9%- ثم يتلاشى هذا الأثر بعد الفترة الخامسة. ومن جهة أخرى تولد صدمة الإيرادات العمومية نوعا من الانخفاض في معدلات التضخم في المدى القصير تقدر بحوالي 2.4%- غير أن هذا الأثر يزول بعد الفترة الرابعة، أما فيما يخص الناتج المحلي الخام فإن صدمة الإيرادات العمومية ستؤدي إلى ارتفاع مباشر في الناتج المحلي الخام يظهر في بداية السنة الأولى ليلبلغ حوالي 3.8 مليون دج ثم يبدأ هذا الأثر في الانخفاض والتلاشي تدريجيا حتى يصل الفترة السادسة حيث يصبح معدوما(انظر الملحق 7).

7. دراسة وتحليل الصدمات الهيكلية لمتغيرات السياسة المالية

بصدد دراسة أثر صدمات متغيرات السياسة المالية على النشاط الاقتصادي نقوم بدراسة وتحليل دوال نبض الاستجابة من خلال صياغة نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي وتعريف الصدمات الهيكلية باستخدام منهجية (Blanchard et Perotti, 1999) ويتم ذلك باستخدام شكل (VAR) المختصر ثم فرض قيود اقتصادية للتمكن من تعريف وتقدير المصفوفتين A و B و من ثمة إيجاد مصفوفة الانتقال P والقيام بدراسة السلوك الحركي.

1.7. البناء النظري لنموذج (SVAR)

لدراسة اثر صدمات السياسة المالية على النمو الاقتصادي بالجزائر تم الاعتماد على نموذج (VAR) المختصر باستخدام خمسة متغيرات، وتتضمن لوغاريتم الإنفاق الحكومي ولوغاريتم الناتج المحلي الخام ولوغاريتم إيرادات الدولة والتي تتعلق مباشرة بالسياسة المالية للدولة إضافة إلى مكشم الناتج المحلي الإجمالي كمؤشر عن التضخم ومعدل الفائدة للسماح بعزل اثر السياسة النقدية. ويكتب النموذج على النحو

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + u_t \quad \text{التالي:}$$

حيث أن: $X_t = [\log g_t, \log r_t, \log gdp_t, \inf_t, i_t]$ يمثل متجه المتغيرات الداخلية و $u_t = [u_t^g, u_t^r, u_t^{gdp}, u_t^{\inf}, u_t^i]$ يمثل متجه البواقي الهيكلية. وعلى حسب (Perotti, 2002) فان صياغة صدمات الإنفاق الحكومي والإيرادات يكون بدلالة توليفة خطية لثلاثة عناصر تتمثل في الاستجابة التلقائية لكل من الإنفاق الحكومي والإيرادات للإنتاج ومعدل الفائدة والتضخم، الاستجابة التقديرية المنتظمة للسياسة الاقتصادية على الإنتاج ومعدل الفائدة والتضخم وصدمات تقديرية عشوائية صدمات هيكلية للإنفاق الحكومي والإيرادات، وعليه يمكن كتابة صدمات الشكل المختصر للإنفاق الحكومي والإيرادات على النحو التالي:

$$u_t^r = \alpha_{r,gdp} u_t^{gdp} + \alpha_{r,\inf} u_t^{\inf} + \alpha_{r,i} u_t^i + \beta_{r,g} e_t^g + e_t^r$$

$$u_t^g = \alpha_{g,gdp} u_t^{gdp} + \alpha_{g,\inf} u_t^{\inf} + \alpha_{g,i} u_t^i + \beta_{g,r} e_t^r + e_t^g$$

تمثل المعاملات α_{ij} الاستجابة التلقائية لكل من الإنفاق الحكومي والإيرادات للإنتاج ومعدل الفائدة والتضخم، وتمثل β_{ij} الأثر الجاري للصدمة الهيكلية للمتغير، ومن خلال هذين المعادلتين نلاحظ أن التغيرات في إجمالي الناتج المحلي، معدلات التضخم، معدلات الفائدة والصدمات الهيكلية الحاصلة في الإنفاق الحكومي والإيرادات الحكومية على شكل e_t^g و e_t^r يمكن أن تتسبب في اضطرابات في الإنفاق والإيرادات الحكومية. وبالنسبة لباقي متغيرات النموذج يمكننا كتابة صدمات الشكل المختصر على النحو التالي:

$$u_t^{gdp} = \gamma_{gdp,r} u_t^r + \gamma_{gdp,g} u_t^g + e_t^{gdp}$$

$$u_t^{\inf} = \gamma_{\inf,r} u_t^r + \gamma_{\inf,g} u_t^g + \gamma_{\inf,gdp} u_t^{gdp} + e_t^{\inf}$$

$$u_t^i = \gamma_{i,r} e_t^r + \gamma_{i,g} e_t^g + \gamma_{i,gdp} u_t^{gdp} + \gamma_{i,\inf} u_t^{\inf} + e_t^i$$

تعتبر المعادلة الثالثة أن الناتج المحلي يتأثر آنيا بالصدمات في الإيرادات والإنفاق فقط أما معدلات التضخم والمعدل الفائدة فمعاملاتها تأخذ قيمة الصفر لأنها لا تؤثر آنيا في الناتج المحلي، وتبين المعادلة الرابعة أن التغيرات غير المتوقعة في الناتج المحلي وفي الإيرادات والنفقات العامة بإمكانها التأثير على معدلات التضخم فوراً، في حين تفترض أن تأثير معدلات الفائدة على معدلات التضخم قد يستغرق وقت طويل. أما المعادلة الخامسة فتشير إلى أن معدلات الفائدة تتأثر فوراً بتغيرات الناتج المحلي ومعدلات التضخم وكذلك بالنسبة للصدمات الحاصلة في الإنفاق والإيرادات الحكومية (Heppke-Falk K.H., Tenhofen J. and Wolff B. G., 2006: PP1-7).

وبما أن e_t^g و e_t^{gdp} مرتبطة من خلال الشكل المختصر فلا يمكننا الحصول على مقدرات النماذج السابقة باستخدام المربعات الصغرى، وعليه نعمل على تثبيت العناصر القطرية بقيود التوحيد أو التسوية وعددها 5 بإعطائها القيمة واحد، أما العناصر غير القطرية للمصفوفتين A و B فنعتمد

على الدلالات الاقتصادية من خلال إعطائها القيمة صفر إذا لم يكن هناك أثر آني لأحد البواقي على الآخر، أما إذا افترضنا وجود تأثير فإنه يتوجب علينا إعطاء قيمة للعنصر عن طريق قياس المرونة من خلال نموذج خارجي. وباستخدام نموذج A-B للتقدير والذي يسمح لنا بتكوين مصفوفة الانتقال P كالتالي:

ويمكن تشكيل المصفوفتين A و B على النحو التالي: $Au_t = Be_t$; $u_t = Pe_t$; $P = A^{-1}B$

$$A = \begin{bmatrix} u_t^r & u_t^g & u_t^{gdp} & u_t^{inf} & u_t^i \\ 1 & 0 & -\alpha_{r,gdp} & -\alpha_{r,inf} & -\alpha_{r,i} \\ 0 & 1 & -\alpha_{g,gdp} & -\alpha_{g,inf} & -\alpha_{g,i} \\ -\gamma_{gdp,r} & -\gamma_{gdp,g} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{inf,r} & -\gamma_{inf,g} & -\gamma_{inf,gdp} & 1 & 0 \\ -\gamma_{i,r} & -\gamma_{i,g} & -\gamma_{i,gdp} & -\gamma_{i,inf} & 1 \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad B = \begin{bmatrix} u_t^r & u_t^g & u_t^{gdp} & u_t^{inf} & u_t^i \\ 1 & \beta_{r,g} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{g,r} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

بعد تقدير مرونة الإيرادات العامة للناتج المحلي وجدنا أنها تساوي $\alpha_{r,gdp} = 0.82$ غير أنه كان من الصعب تقدير مرونة الإنفاق الحكومي للنشاط الاقتصادي ولذلك نفترض أنها معدومة $\alpha_{g,gdp} = 0$ ، يعكس هذان المعاملان اثر المثبتات الآلية وأثر التعديل التقديري للسياسة المالية نظراً لطبيعة الاقتصاد الجزائري المعتمد أساساً على مداخيل المحروقات وجدنا أن استجابة الإيرادات للمستوى العام للأسعار $\alpha_{r,inf} = 0.014$ (انظر الملحق 8).

نضع $\alpha_{g,inf} = -1$ لوجود مرونة سالبة للإنفاق الحكومي بالنسبة لمستوى الأسعار لأنه في حال ارتفاع هذه الأخيرة فإن قيمة الإنفاق الحقيقية ستخف. كما أن أي تغير في معدلات الفائدة لا يؤثر آنياً في اقتطاعات الإيرادات ومنه نضع $\alpha_{r,i} = 0$ كما أن الاستهلاك والاستثمار العموميان لا يسجلان أي تأثير بتغير معدات الفائدة وعليه فإننا نضع $\alpha_{g,i} = 0$ كذلك (Biau O. et Elie G., 2004: PP 05-10).

والشكل المختصر لصدمات الإنفاق الحكومي والإيرادات يمكن بيانه على شكل صدمات معدلة

$$u_t^{r,CA} = u_t^r - (\alpha_{r,gdp}u_t^{gdp} + \alpha_{r,inf}u_t^{inf} + \alpha_{r,i}u_t^i) = \beta_{r,g}e_t^g + e_t^r \quad \text{دورياً على النحو التالي:}$$

$$u_t^{g,CA} = u_t^g - (\alpha_{g,gdp}u_t^{gdp} + \alpha_{g,inf}u_t^{inf} + \alpha_{g,i}u_t^i) = \beta_{g,r}e_t^r + e_t^g$$

تكمّن الخطوة الموالية في تعريف النموذج من جهة ترتيب متغيرات السياسة المالية، فإذا افترضنا أن القرارات المتعلقة بالإنفاق الحكومي تتخذ قبل تلك المتعلقة بالضرائب فإن $\beta_{r,g} = 0$ ونتيجة لهذه الفرضية

$$u_t^{g,CA} = \beta_{g,r}e_t^r + e_t^g \quad \text{و} \quad u_t^{r,CA} = e_t^r \quad \text{تصبح الصدمات المعدلة دورياً على النحو التالي:}$$

ونستخدم المتغيرات الصورية لتقدير معاملات المعادلات المتبقية ونستعمل e_t كمغيرات صورية لكونها شاقولية، وبتكرار عملية استخدام الصدمة الهيكلية كمغير مساعد نكون قد حددنا مجموع العناصر المشكلة للمصفوفتين A و B وهي 50 عنصراً وبالتالي معرفة عناصر مصفوفة الانتقال P (Ouliaris S., Pagan A. R. and Restrepo J., 2018: PP 89-120)، وعلى أساس الفرضيات السابقة فلقد قمنا بتحديد

40 عنصر منها 27 بإعطائها قيمة الصفر و 10 عناصر قطرية أخذت القيمة واحد كما قمنا بتقدير قيم ثلاثة مرونات وبالتالي تبقى 10 عناصر نقوم بتقديرها عن طريق نموذج (SVAR). بعد القيام بعملية التقدير باستخدام برنامج (EViews9.5) كانت النتائج كما يلي:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -0.82 & -0.014 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ -5.45 & 1.42 & 1 & 0 & 0 \\ 23.71 & 0.02 & -0.013 & 1 & 0 \\ 0.023 & -0.0007 & -0.00013 & -0.028 & 1 \end{bmatrix}; P = \begin{bmatrix} 0.0137 & -0.0475 & 0.0327 & 0.0480 & 0 \\ 0.8948 & -0.1279 & 0.7916 & 0.1414 & 0 \\ -1.1967 & -0.0772 & 0.0533 & 0.0610 & 0 \\ -0.3615 & 1.1279 & -0.7916 & -0.1414 & 0 \\ -0.0102 & 0.0333 & -0.0229 & -0.0051 & 1 \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.53 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

ومن وجهة نظر اقتصادية فإننا نبحث عن تقدير أثر صدمة هيكلية في النفقات والإيرادات الحكومية على كل من الناتج المحلي ومعدلات التضخم وكذلك سعر الفائدة ولن يتسنى لنا ذلك إلا عن طريق دوال نبض الاستجابة حيث سنحاكي مثلاً صدمة في e_t^q التي تنتقل في نفس اللحظة إلى متجه البواقي القانونية u_t بواسطة مصفوفة الانتقال P ، بعد ذلك تسمح لنا ديناميكية النموذج (VAR) القانوني بالحصول على قيمة استجابة المتغيرات الدراسة في كل لحظة تلي الصدمة الأولية، ونتيجة لهذا التحول نكون قد تحصلنا على جميع الاستجابات الديناميكية لجميع المتغيرات نتيجة لصدمة هيكلية في إحدى متغيرات النظام وهذا المفهوم يمثل مضمون المضاعف الحكومي.

2.2. دوال نبض الاستجابة للنموذج (SVAR)

يهدف دراسة وتحليل أثر الصدمات الهيكلية على المتغيرات الاقتصادية الكلية بطريقة مناسبة وأكثر شمولية يتم استعمال دوال الاستجابة النبضية للنموذج (SVAR) لتتبع أثر هذه الصدمات على المتغيرات خلال السنوات القادمة. تتنبأ دالة الاستجابة النبضية أن حدوث صدمة هيكلية موجبة بمقدار واحد مليار دج في متغير الإنفاق الحكومي على المدى القصير تحدث زيادة موجبة تظهر تدريجياً في متغير الناتج المحلي الخام قدرها حوالي 8.5 مليون دج، لكن بعد السنة الثانية يبدأ هذا الأثر في الانخفاض حتى يختفي تماماً بعد السنة السادسة. وعلى غرار ذلك فإن نفس الصدمة يكون لها أثر إيجابي على الإيرادات في السنة الأولى بقيمة قدرها حوالي 19 مليون دج ثم يأخذ هذا الأثر بالتراجع حتى يصبح سالباً في السنة الثالثة فتتخفف الإيرادات بحوالي 27 مليون دج لتعاود بعدها في التزايد حتى يتلاشى الأثر عند السنة السادسة. وتبعاً لزيادة الإنفاق الحكومي فإن معدلات التضخم ترتفع بنسبة قدرها حوالي 1% في السنة الأولى وحتى السنة الرابعة ثم يتلاشى بعد ذلك هذا الأثر عند السنة السادسة. أما استجابة معدل الفائدة للصدمة الحاصلة في الإنفاق الحكومي فتبدأ بالارتفاع حتى الفترة الثانية لتصل 1.7% غير أننا نسجل تراجع هذه النسبة بعد ذلك حتى

تكون سالبة عند الفترة الرابعة وتصل القيمة 0.7- % ثم تتزايد مجددا حتى يختفي هذا الأثر عند السنة السادسة (انظر الملحق 9).

إن حدوث صدمة هيكلية ايجابية في الإيرادات العمومية ستؤدي إلى ارتفاع مباشر في الناتج المحلي الخام يبلغ القيمة حوالي 3.8 مليون دج في بداية السنة الأولى ثم يبدأ هذا الأثر في الانخفاض والتلاشي تدريجيا حتى يصل الفترة السادسة حيث يصبح معدوما، وتساهم نفس الصدمة في زيادة حجم الإنفاق الحكومي بقيمة قدرها حوالي 4.7 مليون دج في الفترة الثانية ثم ينخفض هذا الأثر تدريجيا حتى يتلاشى بعد الفترة الثالثة، نفس هذا الأثر تمارسه هذه الصدمة على سعر الفائدة الذي يرتفع تدريجيا حتى يصل حوالي 2.9 % في السنة الثانية لينقلب الأثر سلبيا في السنة الثالثة بعد ذلك ليصل في السنة الرابعة لحوالي 0.9- % ثم يتلاشى هذا الأثر بعد الفترة الخامسة. ومن جهة أخرى تولد صدمة هيكلية في الإيرادات العمومية نوعا من الانخفاض التدريجي في معدلات التضخم في المدى القصير تقدر بحوالي 2.4- % في السنة الثانية غير أن هذا الأثر يبدأ بالزوال بعد ذلك حتى يختفي بعد السنة الرابعة (انظر الملحق 9).

6. الخاتمة:

بغرض القيام بتقييم أداء أدوات السياسة المالية في تحديد النشاط الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1980-2017) تم اقتراح خمسة متغيرات تتمثل في الناتج المحلي الخام و الإنفاق الحكومي والإيرادات العمومية وكذلك معدلات التضخم وأسعار الفائدة، وعند تتبع التطور التاريخي لهذه المتغيرات اتضح أنها متزايدة باستمرار خلال فترة الدراسة مما يعني أنها غير مستقرة، وبعد التأكد باستعمال اختباري جذر الوحدة ل ADF و PP تبين أن متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، حولنا ذلك البحث عن علاقة للتكامل المشترك على المدى البعيد و الذي أكدها لنا اختبار (Johansen, 1990) باستعمال اختبار الأثر و القيمة العظمى غير أننا أخفقنا في نموذج (VECM) كما أن استخدام منهجية الحدود حسب Pesaran et Shain (2001) أكدت على نفس النتيجة وعندئذ تم رفض وجود علاقة توازنية على الأمد البعيد بين متغيرات النموذج واللجوء إلى دراسة ديناميكية العلاقة على المدى القصير. في البداية قمنا باستخدام منهجية (Sims, 1980) للهيكل التراجعي في نموذج (VAR) لدراسة تحليل السلوك الحركي للنموذج، حيث تم التأكد من صلاحية النموذج فهو مستقر و ذو بواقي هي سلسلة تشويش ابيض (Bruit Blanc) ذات تباين ثابت (Homoscédastique) وتخضع للتوزيع الطبيعي (Normale) فهي مقبولة من وجهة إحصائية وهذا يدل على قوة النموذج وأن الصياغة صحيحة.

وباستخدام تحليل التباين فان متغير الإنفاق الحكومي يمثل نسبة مساهمة قدرها حوالي 16% في تفسير تقلبات تباين خطأ التنبؤ لمتغير الناتج المحلي الخام وهو الأهم أما باقي التقلبات فهي ناتجة عن نفس المتغير، و فيما يخص متغير معدل الفائدة فان 77% من التقلبات الحاصلة فيه ترتبط بالمتغير في حد ذاته فقط أما باقي المتغيرات فتساهم بنسب مساهمة قدرها حوالي 7% لكل متغير مما يدل على استقلالية هذا المؤشر. أما فيما يتعلق بمتغير معدلات التضخم فانه يتأثر بالتقلبات الحاصلة في المتغير نفسه بنسبة قدرها حوالي 36% فقط وحوالي 60% ناتجة عن مساهمة متغير سعر الفائدة مما يدل على أهمية هذا المتغير في تحديد معدلات التضخم. أما فيما يخص متغير الإيرادات العمومية فإن تقلبات هذا المتغير تخضع مناصفة بين الإنفاق الحكومي و معدل الفائدة إذ يساهم الأول بنسبة 35% و الثاني بنسبة 54%.

و من أجل دراسة الصدمات الهيكلية للسياسة المالية في الجزائر و آثارها الاقتصادية الكلية تم الاعتماد على أسلوب (Perotti, 2002) و باستخدام دوال نبض الاستجابة توصلنا إلى أن صدمة هيكلية موجبة في متغير الإنفاق الحكومي على المدى القصير تحدث زيادة في الناتج المحلي الخام لكنها ضعيفة و ارتفاع في معدلات الفائدة حتى السنة الثانية لتصل 1.7% ثم يختفي هذا الأثر بعد ذلك، و ترتفع معدلات التضخم تبعاً لهذه الصدمة بنسبة قدرها حوالي 1% في السنة الأولى و حتى الرابعة فقط، وعلى الرغم من وجود استجابة في الناتج الحقيقي إلا أنها ضعيفة مما يدل على أن هذا الإنفاق ليس موجه للاستثمار الناجع و لا يعالج مشكلة ضعف العرض في الاقتصاد الجزائري مما يؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار و انخفاض القدرة الشرائية، و هذا يؤكد على عدم فعالية أدوات السياسة المالية في تحسين الأداء الاقتصادي الجزائري و تصحيح كل الاختلالات الممكنة على المدى البعيد. أما استجابة متغيرات النموذج لصدمة هيكلية في الإيرادات العمومية ستؤدي إلى ارتفاع مباشر في الناتج المحلي الخام بحوالي 3.8 مليون دج وسعر الفائدة حتى يصل حوالي 2.9% في السنة الثانية ثم ينخفض بـ 0.9% في السنة الرابعة، كما نسجل انخفاض في معدلات التضخم بحوالي 2.4% أما حجم الإنفاق الحكومي فيرتفع بمقدار حوالي 4.7 مليون دج، وهذا ما يؤكد مرة أخرى على عدم تأثير النشاط الاقتصادي بأدوات السياسة المالية في الجزائر وخلال الفترة (1980-2017).

المراجع

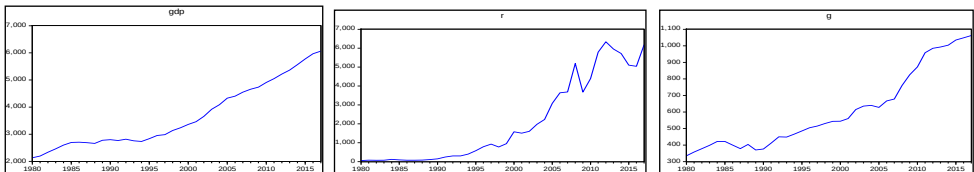
1. **Alalaya M.M.**, ARDL Models Applied for Jordan Trade, FDI and GDP Series (1990-2008), European Journal of Social Sciences, Volume 13, No. 4, 2008, PP. 605-616.
2. **Batiste C. G. et Guillaumin C.**, L'apport de la représentation VAR de christopher A. Sims a la science économique, L'actualité économique, Revue d'analyse économique, Volume 89, N° 4, 2013. PP 305-319.

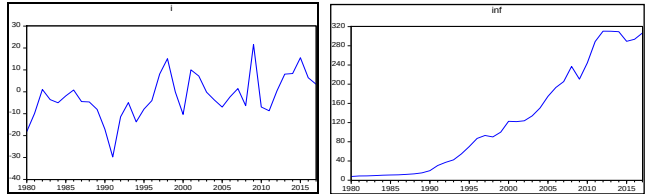
3. **Biau O. et Elie G.**, Politique Budgétaire et Dynamique Economique en France: l'Approche VAR Structurel, École nationale de la Statistique et de l'Administration économique, Économie et prévision, n°169-171, 2004.
4. **Blanchard O. and Perotti R.**, An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output, The Quarterly Journal of Economics, Cambridge, 2002. PP 1329-1368.
5. **Chibi A., Benbouziane M. and Chekouri M.**, the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy Shocks in Algeria: an Empirical Study, Economic Research Forum, Working Paper Series, Working Paper N°536, 2010.
6. **Dickey D. and Fuller W.**, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root, Econometrica, Volume 49, 1981. PP 1057-1072.
7. **Dolado, J.J., Jenkinson, T. et Sosvilla-Rivero S.**, Cointegration and unit roots, Journal of Economic Surveys, Volume 4, 1990, PP.249-273.
8. **Engle, R.F. and Granger, C.J.**, Cointegration and Error-correction -Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Volume 55, 1987, PP. 251-276
9. **Gilbert C.**, Les Processus VAR notes du cours de séries temporelles multivariées, Université Orleans, 2019.
10. **Gottschalk J.**, An Introduction in to the SVAR Methodology : Identification, Interpretation and Limitation of SVAR models, Duesternbrooker Weg 120, Kil Institute of World Economics, Germany, 2001.
11. **Heppke-Falk K.H., Tenhofen J. and Wolff B. G.**, The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis, Economic Studies, N° 41, 2006.
12. **Johansen S.**, Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vectors autoregressive models, Econometrica, Volume 59, N° 6, 1991, PP. 1551-1580.
13. **Kremers J.M., Ericsson R. et Dolado J.**, The power of cointegration tests, Oxford bulletin of economics and statistique, 54, 1992, PP. 325–346.
14. **Ouliaris S., Pagan A. R. and Restrepo J.**, Quantitative Macroeconomic Modeling with Structural Vector Autoregressions – An EViews Implementation, Economic Modelling, 2018.
15. **Pesaran M. H., Shin Y. and Smith R. J.**, Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, Volume 16, 2001, PP. 289-326.
16. **Pesaran, M. H. and Shin, Y.** An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to cointegration Analysis, in S. Strom, (ed) Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium, Cambridge University Press, Cambridge, 1999.

7. قائمة الملاحق

الوحدة: بالآلاف مليون دج

الملحق 1: عرض تطور متغيرات الدراسة





الملحق 2: نتائج اختبار استقرارية سلاسل متغيرات الدراسة

نتائج اختبار استقرارية المتغيرات باستخدام PP						نتائج اختبار استقرارية المتغيرات باستخدام ADF						الاختبار
الفرق الأول			عند المستوى			الفرق الأول			عند المستوى			السلسلة
none	C	bt+c	none	C	bt+c	none	C	bt+c	none	C	bt+c	
-1.83*	/	/	5.41	/	/	/	-3.62***	/	/	/	-4.18**	Loggdp
-3.63***	/	/	4.07	/	/	/	-4.86***	/	/	/	-2.06	logg
/	-5.59***	/	/	-0.96	/	/	-5.58***	/	/	-1.07	/	logr
/	-5.01***	/	/	/	-2.26	/	-5.03***	/	/	/	-2.42	inf
-15.11***	/	/	/	/	-4.48***	-6.83***	/	/	/	/	-4.45***	i

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات Eviews9 و *, **, ***: تمثل عدم وجود جذر الوحدة عند مستويات المعنوية 10%, 5% و 1%

الملحق 3: نتائج اختبار التكامل المشترك حسب (Johansen, 1990)

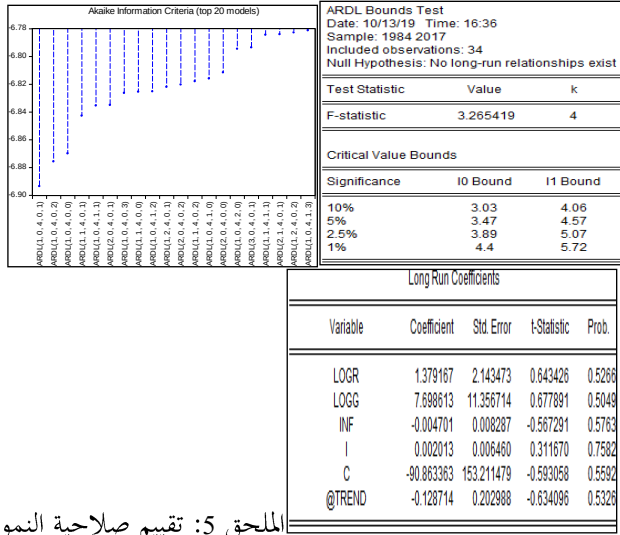
تقدير نموذج (VECM)

اختبار القيمة العظمى

اختبار الأثر

تحديد التأخير في VAR

Error Correction DL(1) DL(2) DL(3) DL(4) DL(5) DL(6) DL(7) DL(8) DL(9) DL(10) DL(11) DL(12) DL(13) DL(14) DL(15) DL(16) DL(17) DL(18) DL(19) DL(20) DL(21) DL(22) DL(23) DL(24) DL(25) DL(26) DL(27) DL(28) DL(29) DL(30) DL(31) DL(32) DL(33) DL(34) DL(35) DL(36) DL(37) DL(38) DL(39) DL(40) DL(41) DL(42) DL(43) DL(44) DL(45) DL(46) DL(47) DL(48) DL(49) DL(50) DL(51) DL(52) DL(53) DL(54) DL(55) DL(56) DL(57) DL(58) DL(59) DL(60) DL(61) DL(62) DL(63) DL(64) DL(65) DL(66) DL(67) DL(68) DL(69) DL(70) DL(71) DL(72) DL(73) DL(74) DL(75) DL(76) DL(77) DL(78) DL(79) DL(80) DL(81) DL(82) DL(83) DL(84) DL(85) DL(86) DL(87) DL(88) DL(89) DL(90) DL(91) DL(92) DL(93) DL(94) DL(95) DL(96) DL(97) DL(98) DL(99) DL(100) DL(101) DL(102) DL(103) DL(104) DL(105) DL(106) DL(107) DL(108) DL(109) DL(110) DL(111) DL(112) DL(113) DL(114) DL(115) DL(116) DL(117) DL(118) DL(119) DL(120) DL(121) DL(122) DL(123) DL(124) DL(125) DL(126) DL(127) DL(128) DL(129) DL(130) DL(131) DL(132) DL(133) DL(134) DL(135) DL(136) DL(137) DL(138) DL(139) DL(140) DL(141) DL(142) DL(143) DL(144) DL(145) DL(146) DL(147) DL(148) DL(149) DL(150) DL(151) DL(152) DL(153) DL(154) DL(155) DL(156) DL(157) DL(158) DL(159) DL(160) DL(161) DL(162) DL(163) DL(164) DL(165) DL(166) DL(167) DL(168) DL(169) DL(170) DL(171) DL(172) DL(173) DL(174) DL(175) DL(176) DL(177) DL(178) DL(179) DL(180) DL(181) DL(182) DL(183) DL(184) DL(185) DL(186) DL(187) DL(188) DL(189) DL(190) DL(191) DL(192) DL(193) DL(194) DL(195) DL(196) DL(197) DL(198) DL(199) DL(200) DL(201) DL(202) DL(203) DL(204) DL(205) DL(206) DL(207) DL(208) DL(209) DL(210) DL(211) DL(212) DL(213) DL(214) DL(215) DL(216) DL(217) DL(218) DL(219) DL(220) DL(221) DL(222) DL(223) DL(224) DL(225) DL(226) DL(227) DL(228) DL(229) DL(230) DL(231) DL(232) DL(233) DL(234) DL(235) DL(236) DL(237) DL(238) DL(239) DL(240) DL(241) DL(242) DL(243) DL(244) DL(245) DL(246) DL(247) DL(248) DL(249) DL(250) DL(251) DL(252) DL(253) DL(254) DL(255) DL(256) DL(257) DL(258) DL(259) DL(260) DL(261) DL(262) DL(263) DL(264) DL(265) DL(266) DL(267) DL(268) DL(269) DL(270) DL(271) DL(272) DL(273) DL(274) DL(275) DL(276) DL(277) DL(278) DL(279) DL(280) DL(281) DL(282) DL(283) DL(284) DL(285) DL(286) DL(287) DL(288) DL(289) DL(290) DL(291) DL(292) DL(293) DL(294) DL(295) DL(296) DL(297) DL(298) DL(299) DL(300) DL(301) DL(302) DL(303) DL(304) DL(305) DL(306) DL(307) DL(308) DL(309) DL(310) DL(311) DL(312) DL(313) DL(314) DL(315) DL(316) DL(317) DL(318) DL(319) DL(320) DL(321) DL(322) DL(323) DL(324) DL(325) DL(326) DL(327) DL(328) DL(329) DL(330) DL(331) DL(332) DL(333) DL(334) DL(335) DL(336) DL(337) DL(338) DL(339) DL(340) DL(341) DL(342) DL(343) DL(344) DL(345) DL(346) DL(347) DL(348) DL(349) DL(350) DL(351) DL(352) DL(353) DL(354) DL(355) DL(356) DL(357) DL(358) DL(359) DL(360) DL(361) DL(362) DL(363) DL(364) DL(365) DL(366) DL(367) DL(368) DL(369) DL(370) DL(371) DL(372) DL(373) DL(374) DL(375) DL(376) DL(377) DL(378) DL(379) DL(380) DL(381) DL(382) DL(383) DL(384) DL(385) DL(386) DL(387) DL(388) DL(389) DL(390) DL(391) DL(392) DL(393) DL(394) DL(395) DL(396) DL(397) DL(398) DL(399) DL(400) DL(401) DL(402) DL(403) DL(404) DL(405) DL(406) DL(407) DL(408) DL(409) DL(410) DL(411) DL(412) DL(413) DL(414) DL(415) DL(416) DL(417) DL(418) DL(419) DL(420) DL(421) DL(422) DL(423) DL(424) DL(425) DL(426) DL(427) DL(428) DL(429) DL(430) DL(431) DL(432) DL(433) DL(434) DL(435) DL(436) DL(437) DL(438) DL(439) DL(440) DL(441) DL(442) DL(443) DL(444) DL(445) DL(446) DL(447) DL(448) DL(449) DL(450) DL(451) DL(452) DL(453) DL(454) DL(455) DL(456) DL(457) DL(458) DL(459) DL(460) DL(461) DL(462) DL(463) DL(464) DL(465) DL(466) DL(467) DL(468) DL(469) DL(470) DL(471) DL(472) DL(473) DL(474) DL(475) DL(476) DL(477) DL(478) DL(479) DL(480) DL(481) DL(482) DL(483) DL(484) DL(485) DL(486) DL(487) DL(488) DL(489) DL(490) DL(491) DL(492) DL(493) DL(494) DL(495) DL(496) DL(497) DL(498) DL(499) DL(500) DL(501) DL(502) DL(503) DL(504) DL(505) DL(506) DL(507) DL(508) DL(509) DL(510) DL(511) DL(512) DL(513) DL(514) DL(515) DL(516) DL(517) DL(518) DL(519) DL(520) DL(521) DL(522) DL(523) DL(524) DL(525) DL(526) DL(527) DL(528) DL(529) DL(530) DL(531) DL(532) DL(533) DL(534) DL(535) DL(536) DL(537) DL(538) DL(539) DL(540) DL(541) DL(542) DL(543) DL(544) DL(545) DL(546) DL(547) DL(548) DL(549) DL(550) DL(551) DL(552) DL(553) DL(554) DL(555) DL(556) DL(557) DL(558) DL(559) DL(560) DL(561) DL(562) DL(563) DL(564) DL(565) DL(566) DL(567) DL(568) DL(569) DL(570) DL(571) DL(572) DL(573) DL(574) DL(575) DL(576) DL(577) DL(578) DL(579) DL(580) DL(581) DL(582) DL(583) DL(584) DL(585) DL(586) DL(587) DL(588) DL(589) DL(590) DL(591) DL(592) DL(593) DL(594) DL(595) DL(596) DL(597) DL(598) DL(599) DL(600) DL(601) DL(602) DL(603) DL(604) DL(605) DL(606) DL(607) DL(608) DL(609) DL(610) DL(611) DL(612) DL(613) DL(614) DL(615) DL(616) DL(617) DL(618) DL(619) DL(620) DL(621) DL(622) DL(623) DL(624) DL(625) DL(626) DL(627) DL(628) DL(629) DL(630) DL(631) DL(632) DL(633) DL(634) DL(635) DL(636) DL(637) DL(638) DL(639) DL(640) DL(641) DL(642) DL(643) DL(644) DL(645) DL(646) DL(647) DL(648) DL(649) DL(650) DL(651) DL(652) DL(653) DL(654) DL(655) DL(656) DL(657) DL(658) DL(659) DL(660) DL(661) DL(662) DL(663) DL(664) DL(665) DL(666) DL(667) DL(668) DL(669) DL(670) DL(671) DL(672) DL(673) DL(674) DL(675) DL(676) DL(677) DL(678) DL(679) DL(680) DL(681) DL(682) DL(683) DL(684) DL(685) DL(686) DL(687) DL(688) DL(689) DL(690) DL(691) DL(692) DL(693) DL(694) DL(695) DL(696) DL(697) DL(698) DL(699) DL(700) DL(701) DL(702) DL(703) DL(704) DL(705) DL(706) DL(707) DL(708) DL(709) DL(710) DL(711) DL(712) DL(713) DL(714) DL(715) DL(716) DL(717) DL(718) DL(719) DL(720) DL(721) DL(722) DL(723) DL(724) DL(725) DL(726) DL(727) DL(728) DL(729) DL(730) DL(731) DL(732) DL(733) DL(734) DL(735) DL(736) DL(737) DL(738) DL(739) DL(740) DL(741) DL(742) DL(743) DL(744) DL(745) DL(746) DL(747) DL(748) DL(749) DL(750) DL(751) DL(752) DL(753) DL(754) DL(755) DL(756) DL(757) DL(758) DL(759) DL(760) DL(761) DL(762) DL(763) DL(764) DL(765) DL(766) DL(767) DL(768) DL(769) DL(770) DL(771) DL(772) DL(773) DL(774) DL(775) DL(776) DL(777) DL(778) DL(779) DL(780) DL(781) DL(782) DL(783) DL(784) DL(785) DL(786) DL(787) DL(788) DL(789) DL(790) DL(791) DL(792) DL(793) DL(794) DL(795) DL(796) DL(797) DL(798) DL(799) DL(800) DL(801) DL(802) DL(803) DL(804) DL(805) DL(806) DL(807) DL(808) DL(809) DL(810) DL(811) DL(812) DL(813) DL(814) DL(815) DL(816) DL(817) DL(818) DL(819) DL(820) DL(821) DL(822) DL(823) DL(824) DL(825) DL(826) DL(827) DL(828) DL(829) DL(830) DL(831) DL(832) DL(833) DL(834) DL(835) DL(836) DL(837) DL(838) DL(839) DL(840) DL(841) DL(842) DL(843) DL(844) DL(845) DL(846) DL(847) DL(848) DL(849) DL(850) DL(851) DL(852) DL(853) DL(854) DL(855) DL(856) DL(857) DL(858) DL(859) DL(860) DL(861) DL(862) DL(863) DL(864) DL(865) DL(866) DL(867) DL(868) DL(869) DL(870) DL(871) DL(872) DL(873) DL(874) DL(875) DL(876) DL(877) DL(878) DL(879) DL(880) DL(881) DL(882) DL(883) DL(884) DL(885) DL(886) DL(887) DL(888) DL(889) DL(890) DL(891) DL(892) DL(893) DL(894) DL(895) DL(896) DL(897) DL(898) DL(899) DL(900) DL(901) DL(902) DL(903) DL(904) DL(905) DL(906) DL(907) DL(908) DL(909) DL(910) DL(911) DL(912) DL(913) DL(914) DL(915) DL(916) DL(917) DL(918) DL(919) DL(920) DL(921) DL(922) DL(923) DL(924) DL(925) DL(926) DL(927) DL(928) DL(929) DL(930) DL(931) DL(932) DL(933) DL(934) DL(935) DL(936) DL(937) DL(938) DL(939) DL(940) DL(941) DL(942) DL(943) DL(944) DL(945) DL(946) DL(947) DL(948) DL(949) DL(950) DL(951) DL(952) DL(953) DL(954) DL(955) DL(956) DL(957) DL(958) DL(959) DL(960) DL(961) DL(962) DL(963) DL(964) DL(965) DL(966) DL(967) DL(968) DL(969) DL(970) DL(971) DL(972) DL(973) DL(974) DL(975) DL(976) DL(977) DL(978) DL(979) DL(980) DL(981) DL(982) DL(983) DL(984) DL(985) DL(986) DL(987) DL(988) DL(989) DL(990) DL(991) DL(992) DL(993) DL(994)



الملحق 5: تقييم صلاحية النموذج

VAR Residual Normality Tests
(Ljung-Box, Shapiro-Wilk, etc.)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 06/20/19 Time: 16:39
Sample: 1980 2017
Included observations: 36

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.134861	0.109158	1	0.7411
2	-0.305891	0.738745	1	0.3891
3	-0.381798	0.785376	1	0.3755
4	0.058123	0.073629	1	0.8266
5	-0.704655	2.975315	1	0.0843
Joint		4.620424	5	0.4639

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.516354	0.308978	1	0.5830
2	2.853359	0.180552	1	0.6709
3	3.399443	0.205297	1	0.6508
4	4.736167	4.521360	1	0.0335
5	4.860496	5.192155	1	0.0227
Joint		10.45923	5	0.0634

Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.460028	2	0.7945	
2	0.919298	2	0.6315	
3	0.900463	2	0.6384	
4	4.529189	2	0.1039	
5	8.171481	2	0.0168	
Joint		10.07066	10	0.4295

VAR Residual Serial Correlation LM Test
 Null Hypothesis: no serial correlation ...
 Date: 06/20/19 Time: 16:37
 Sample: 1980 2017
 Included observations: 36

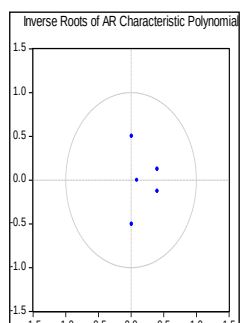
Lags	LM-Stat	Prob.
1	15.14231	0.9380
2	16.47478	0.9000
3	21.69152	0.6535
4	16.43837	0.9011
5	17.08367	0.8787
6	20.81971	0.7026
7	39.62509	0.0319
8	15.51199	0.9286
9	31.10596	0.1855
10	15.79632	0.9208

Probs from chi-square with 25 df.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 06/20/19 Time: 16:36
 Sample: 1980 2017
 Included observations: 36

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	5.215414	NA*	5.365454	NA*	NA*
2	21.38407	0.6710	22.48415	0.6077	25
3	44.63459	0.6878	47.84836	0.5802	50
4	82.87128	0.8399	88.39462	0.6928	75
5	81.62453	0.9374	90.37465	0.7442	100
6	104.1106	0.9131	117.1182	0.6793	125
7	139.5907	0.7178	161.1736	0.2551	150
8	153.8809	0.6732	179.5351	0.3913	175
9	175.2569	0.6869	206.0364	0.3337	200
10	187.5670	0.9673	225.7674	0.4862	225

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

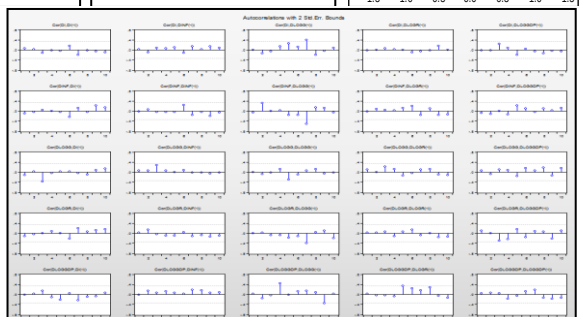


VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 06/20/19 Time: 16:36
 Sample: 1980 2017
 Included observations: 36

Joint test	Chi-sq	df	Prob.
	154.3253	150	0.3875

Individual components:

Dependent	R-squared	F(10,25)	Prob.	Chi-sq(10)	Prob.
res1*res1	0.314021	1.144426	0.3709	11.30475	0.3343
res2*res2	0.347078	1.328949	0.2691	12.48485	0.2533
res3*res3	0.160729	0.478777	0.8880	5.785234	0.8329
res4*res4	0.272752	0.937617	0.5172	9.819075	0.4565
res5*res5	0.452016	2.062177	0.0692	16.27258	0.0921
res2*res1	0.333418	1.256475	0.3091	12.00364	0.2849
res3*res1	0.377544	1.516346	0.1916	13.59157	0.1924
res4*res1	0.297597	1.059210	0.4271	10.71349	0.3803
res5*res1	0.286253	1.052463	0.4318	10.66547	0.3842
res4*res2	0.273010	0.938835	0.5162	9.828348	0.4557
res4*res3	0.316461	1.157438	0.3628	11.39261	0.3278
res5*res1	0.360435	1.408906	0.2331	12.97655	0.2250
res5*res2	0.377069	1.515282	0.1927	13.57447	0.1933
res5*res3	0.361562	1.413965	0.2310	13.00542	0.2234
res5*res4	0.298785	1.065240	0.4229	10.75626	0.3768



الملحق 6: تجزئة تباين خطأ التنبؤ

Variance Decomposition of DLOGG:						
Period	S.E.	DLOGG	DI	DINF	DLOGR	DLOGGDP
1	0.044845	109.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.046483	96.48378	2.404814	0.009855	1.011380	0.000168
3	0.046531	96.38025	2.522889	0.141500	1.000790	0.017468
4	0.046611	96.04336	2.701394	0.206174	1.032657	0.017411
5	0.046617	96.02422	2.718123	0.205766	1.034144	0.017750
6	0.046620	96.01196	2.726148	0.207165	1.036784	0.017933
7	0.046620	96.01087	2.728994	0.207163	1.036841	0.018132
8	0.046621	96.01002	2.727541	0.207282	1.037024	0.018135
9	0.046621	96.00995	2.727805	0.207282	1.037024	0.018136
10	0.046621	96.00990	2.727639	0.207292	1.037033	0.018137

Variance Decomposition of DI:						
Period	S.E.	DLOGG	DI	DINF	DLOGR	DLOGGDP
1	7.882090	2.250167	97.74883	0.000000	0.000000	0.000000
2	10.97780	6.593588	77.67406	8.141744	6.791482	0.599129
3	11.27803	6.359196	76.06955	7.946033	6.604105	1.119416
4	11.44744	6.329391	77.12454	7.879152	7.076598	1.091211
5	11.45435	6.348717	77.14227	7.854989	7.055786	1.092555
6	11.47478	6.369138	77.09448	7.871022	7.072076	1.095282
7	11.47614	6.366981	77.09574	7.869769	7.070558	1.095499
8	11.47672	6.367921	77.09289	7.870219	7.072158	1.096839
9	11.47689	6.367840	77.09298	7.870123	7.072059	1.096901
10	11.47678	6.368027	77.09270	7.870165	7.072150	1.096884

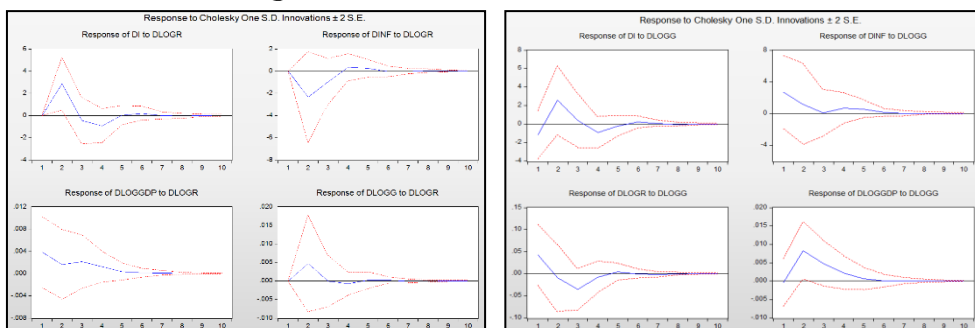
Variance Decomposition of DINF:						
Period	S.E.	DLOGG	DI	DINF	DLOGR	DLOGGDP
1	14.12173	3.975220	60.00073	36.32405	0.000000	0.000000
2	14.36273	4.119732	57.89157	35.23664	2.688828	0.071209
3	14.55266	4.031212	58.04003	34.47333	3.052732	0.402701
4	14.58411	4.224813	57.79010	34.37621	3.096294	0.512580
5	14.60904	4.347207	57.74424	34.27628	3.112517	0.517567
6	14.60969	4.351566	57.73979	34.27711	3.113291	0.518240
7	14.61054	4.351276	57.74155	34.27486	3.113325	0.518990
8	14.61070	4.351383	57.74118	34.27456	3.113795	0.519169
9	14.61077	4.351558	57.74116	34.27430	3.113820	0.519165
10	14.61077	4.351557	57.74115	34.27430	3.113824	0.519166

Variance Decomposition of DLOGR:						
Period	S.E.	DLOGG	DI	DINF	DLOGR	DLOGGDP
1	0.209079	4.182570	54.22008	0.913888	40.88365	0.000000
2	0.214149	4.188751	53.48220	2.536027	38.92845	0.864570
3	0.220279	4.225506	53.47902	3.820440	35.59159	0.783151
4	0.226930	4.304602	53.53885	3.803913	35.57092	0.781717
5	0.227097	4.310530	53.58100	3.832509	35.48814	0.787122
6	0.227127	4.309091	53.58402	3.834187	35.48912	0.792280
7	0.227155	4.315271	53.58306	3.835700	35.47361	0.792382
8	0.227167	4.315428	53.58342	3.835663	35.47309	0.792396
9	0.227169	4.315559	53.58352	3.835876	35.47265	0.792386
10	0.227169	4.315555	53.58356	3.835872	35.47262	0.792386

Variance Decomposition of DLOGGDP:						
Period	S.E.	DLOGG	DI	DINF	DLOGR	DLOGGDP
1	0.019584	0.036302	5.52E-05	0.769480	3.888102	95.30805
2	0.020287	13.00837	1.283070	1.067416	3.291147	81.32699
3	0.0203761	16.16481	1.231381	1.079227	3.849804	77.56697
4	0.0203838	16.78127	1.251192	1.236699	4.048248	76.68159
5	0.020398	16.81555	1.251338	1.288320	4.062345	76.58145
6	0.020393	16.80852	1.266463	1.307317	4.062999	76.55390
7	0.0203963	16.80854	1.267503	1.308955	4.064548	76.55035
8	0.020393	16.80849	1.267590	1.309170	4.064800	76.54888
9	0.020393	16.80847	1.267589	1.309231	4.064896	76.54882
10	0.020394	16.80849	1.267627	1.309247	4.064894	76.54874

Cholesky Ordering: DLOGG DI DINF DLOGR DLOGGDP

الملحق 7: دوال نبض الاستجابة حسب نموذج (VAR)



الملحق 8: تقدير مرونة الإيرادات لإجمالي الناتج و معدلات التضخم

Dependent Variable: LOGR				
Method: Least Squares				
Date: 06/25/19 Time: 17:35				
Sample: 1980 2017				
Included observations: 38				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.839020	0.142630	33.92709	0.0000
INF	0.014477	0.000862	16.78902	0.0000
R-squared	0.886747	Mean dependent var	6.651851	
Adjusted R-squared	0.883601	S.D. dependent var	1.683769	
S.E. of regression	0.574457	Akaike info criterion	1.780414	
Sum squared resid	11.88004	Schwarz criterion	1.866602	
Log likelihood	-31.82786	Hannan-Quinn criter.	1.811079	
F-statistic	281.8713	Durbin-Watson stat	0.097202	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOGGDP				
Method: Least Squares				
Date: 06/25/19 Time: 17:36				
Sample: 1980 2017				
Included observations: 38				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGGDP	0.821292	0.028758	28.55911	0.0000
R-squared	0.261025	Mean dependent var	6.651851	
Adjusted R-squared	0.261025	S.D. dependent var	1.683769	
S.E. of regression	1.447429	Akaike info criterion	3.603418	
Sum squared resid	77.51690	Schwarz criterion	3.646513	
Log likelihood	-67.46495	Hannan-Quinn criter.	3.618751	
Durbin-Watson stat	0.025528			

الملحق 9: دوال نبض الاستجابة حسب نموذج (SVAR)

