

تقييم فعالية السياسة النقدية في الجزائر باستخدام نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM) خلال
الفترة (1990-2016)

أ.د. زبير عياش

جامعة أم البواقي؛ الجزائر

E-mail: ayachezoubeir@gmail.com

أ. بوسكي حليلة

المدرسة العليا للتجارة؛ الجزائر

E-mail: halimaboussiki@gmail.com

Received: Jan 2018

Accepted: Fèv 2018

Published: Mar 2018

الملخص: تهدف هذه الورقة البحثية إلى محاولة تقييم فعالية السياسة النقدية على النمو الاقتصادي و التضخم في الجزائر، و ذلك باستخدام نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM) و بيانات فصلية غطت الفترة الممتدة من الثلاثي الأول لعام 1990 إلى الثلاثي الرابع لعام 2016 و التي تخص المتغيرات التالية: معدل نمو الكتلة النقدية، معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي و معدل التضخم.

و قد أظهرت نتائج تحليل دوال الاستجابة لردود الفعل إلى أن حدوث صدمة غير متوقعة في معدل نمو الكتلة النقدية بمقدار انحراف معياري واحد سيكون لها أثر موجب دائما على معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي، في حين يؤدي وقوع صدمة غير متوقعة بمقدار انحراف معيار واحد في معدل نمو الكتلة النقدية إلى اثر موجب على معدل التضخم في الأجل القصير ليتلاشى بعدها أثر الصدمة و يتحول إلى سالب في الأجل المتوسط، ثم يرجع مرة أخرى إلى موجب فيا لأجل الطويل، كما أظهرت نتائج الدراسة أن السياسة النقدية لها تأثير كبير على الاقتصاد الكلي في الجزائر.

الكلمات المفتاحية: السياسة النقدية، الناتج الداخلي الإجمالي، معدل التضخم، السببية، نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM).

Abstract: The objective of this research paper is to try to evaluate the effectiveness of monetary policy on economic growth and inflation in Algeria, using the Vector Error Correction Model (VECM) and quarterly data covering the first trimester from 1990 to the fourth trimester from 2016, which relates to the following variables: the rate of Growth of the monetary mass, inflation rate and the rate of growth of gross domestic product.

The results of the response Functions analysis indicated that a random shock in the rate of growth of monetary mass by one standard deviation would always have a positive effect on rate of growth of gross domestic product (GDP). in contrast, a random shock in the rate of growth of monetary mass by one standard deviation would have a positive effect on inflation rate in the short term and the impact of the shock would then fade in the medium term and then turn negative in the long term, the study also showed that monetary policy has a great effect on the macro economy in Algeria.

Keywords: Monetary Policy, gross domestic product, inflation rate, causality, vector error correction model(VECM).

مقدمة:

أثبتت الأدبيات الاقتصادية أن السياسة النقدية تعد من بين أهم السياسات التي جذبت إليها الكثير من الاقتصاديين سواء كمؤيدين لهذه السياسة أو كمعارضين لها لقدرتها في التأثير على النشاط الاقتصادي، فقد اعتبرها الكلاسيكيون المحور الرئيسي في السياسة الاقتصادية الكلية و الأداة الرئيسية التي تمكن الدولة من إدارة نشاطها الاقتصادي، ونتيجة لذلك أصبحت السياسة النقدية تحتل مركز الصدارة في هيكل السياسات الاقتصادية الكلية لعدة عقود، حتى ظهور النظرية الكينزية في الفكر الاقتصادي على يد الاقتصادي الإنجليزي جون كينز في الثلاثينات من القرن الماضي، والتي هيأت كل الظروف لإزاحة الفكر الكلاسيكي عن صدارة الفكر الاقتصادي على المستويين الأكاديمي والتطبيقي لتحل مكان الصدارة النظرية الاقتصادية الكينزية، و التي تؤمن بأن السياسة المالية أكثر فعالية في إدارة الاقتصاد من السياسة النقدية، الأمر الذي أدى إلى تراجع دور أهمية السياسة النقدية في عقدي الثلاثينات و الأربعينات وحتى مطلع الخمسينات. إلا أن هذا التيار لم تدم سيطرته طويلا نتيجة تفاقم العديد من المشاكل و الأزمات بسبب تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية، لتعود الأفكار الكمية للظهور من جديد بزعامة الاقتصادي الأمريكي ملتون فريدمان (Milton Fridmen) الذي أعاد إحياء النظرية الكمية من جديد، و أبرز الدور الهام للنقود في التأثير على النشاط الاقتصادي مستعينا بالدراسة التجريبية التي أجراها على الاقتصاد الأمريكي، و منذ منتصف السبعينات وإلى غاية يومنا هذا أخذت السياسة النقدية مرة أخرى مكان الصدارة بين السياسات الاقتصادية الكلية، نظرا للدور الكبير الذي تلعبه النقود في الاقتصاد و تمويل النشاط الاقتصادي، و كذا تحقيق النمو باعتبارها وسيلة للتبادل و مخزن للقيمة.

لقد اهتم العديد من الاقتصاديين و الباحثين في المجال النقدي بإدارة و مراقبة عرض و استخدام النقود بقصد تحقيق أهداف معينة تركز على السيطرة على المستوى العامل لأسعار و التأثير على مجمل النشاط الاقتصادي بصفة عامة. ذلك أن التأثير الإيجابي لإدارة و استخدام النقود يتمثل إجمالا في ضبط و تنظيم حجمها بما يتماشى مع الطلب على النقود و متطلبات تمويل الاقتصاد من جهة، ومع معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي من جهة أخرى، لتجنب حدوث ضغوطات تضخمية حادة في الاقتصاد الوطني و اختلالات في مستويات الأسعار.

و يعد تأثير السياسة النقدية في المتغيرات الاقتصادية الحقيقية من المواضيع المهمة في التحليل الاقتصادي الكلي، حيث يرى مؤيدو المدرسة النقدية (Monétaristes) بان السياسة النقدية هي الأكثر

فعالية حيث تستخدم أهم أدواتها و المتمثلة في الاحتياطي النقدي القانوني، سعر الخصم، عمليات السوق المفتوحة لتحقيق أهداف السياسة الاقتصادية و التي تعتمد على البنية الهيكلية للاقتصاد و على درجة تطوره و على كفاءة رأس المال . كما أكدوا بأن التضخم يكون مؤدياً إلى التنمية الاقتصادية، فالارتفاع في معدل نمو عرض النقود من شأنه أن يقود إلى خفض دالة الاستهلاك و الى رفع دالة الاستثمار . و بناء على ما سبق ذكره حددت إشكالية الدراسة كما يلي:

ما مدى فعالية السياسة النقدية في الجزائر في التأثير على المتغيرات الاقتصادية الحقيقية (الناتج و الأسعار) خلال الفترة من (1990-2016)؟

أهمية الدراسة:

تعتبر السياسة النقدية من بين أهم السياسات الاقتصادية التي تسعى إلى تحقيق الاستقرار الاقتصادي و النقدي، والكشف عن الأثر الذي يسبب زيادة العرض النقدي على كل من الأسعار و الناتج الإجمالي، و بالتالي تحاول هذه الدراسة:

- توضيح صورة الاقتصاد الكلي للأفراد و المستثمرين في القطاع الخاص و الأجانب؛

- تقديم لصانعي السياسات أفكار جديدة لرفع معدلات النمو و الحفاظ على استقرار الأسعار و كذا وضع استراتيجيات و برامج للنهوض بالتنمية الاقتصادية؛

أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة الموجودة بين كل من مستوى الدخل و العرض النقدي و مستوى الأسعار في الجزائر، إذ أنه من المتوقع أن يفيد تفسير العلاقة بين الدخل و الأسعار و النقود صانعي السياسات الاقتصادية في تحفيز النمو الاقتصادي و ضبط معدلات التضخم و وضع استراتيجيات و برامج للتنمية الاقتصادية في الجزائر، و فيما يلي يمكن حصر أهم الأهداف التي نسعى لتحقيقها في النقاط التالية:

- تقييم أداء السياسة النقدية في الجزائر ؛

- دراسة فعالية السياسة النقدية على بعض المؤشرات الاقتصادية الحقيقية (الناتج و الأسعار) خلال الفترة من (1990-2016)

- الخروج بمجموعة من التوصيات تعتمد على نتائج.

منهجية البحث: قصد الإحاطة بجوانب موضوع الدراسة تم الاعتماد على المنهج الوصفي التحليلي وأسلوب القياس في تكوين النموذج، وبرنامج Eviews 08 في التحليل.

وسوف يتم تناول الموضوع من خلال محورين كمايلي :

المحور الأول: الدراسات السابقة

المحور الثاني: تقييم فعالية السياسة النقدية في الجزائر (1990-2016)

المحور الأول: الدراسات السابقة

دراسة (Freidman & Schwartz 1963): قدما في دراستهم دليلاً هاماً يدعم وجهة النظر القائلة بأن السياسة النقدية (التغير في عرض النقود) لها تأثيرها على الاقتصاد و استند هذا الدليل على دراسة تطور السجل التاريخي للولايات المتحدة الأمريكية، حيث أفترض فريدمان بأن عرض النقود ومعدل نموه له تأثير قوي على الدخل النقدي و على معدل نموه، و يعتقد فريدمان و شوارتر وجود علاقة سببية قائمة بين عرض النقود و حجم النشاط الاقتصادي خلال الدورة الاقتصادية، و يلاحظ بان عرض النقود يتزايد خلال فترة الرواج الاقتصادي وينخفض أثناء فترة الانكماش الاقتصادي.

دراسة (Jordan, Anderson, 1968): حاولا الباحثان من خلال هذه الورقة البحثية اختبار العلاقة الموجودة بين كل الأسعار و عرض النقود و الناتج في سانت لويس، لذلك أطلق على المعادلة المستخدمة في التحليل القياسي بمعادلة سانت لويس (St. Louis. Equation)؛ حيث قاما بتقدير نموذج انحدار للناتج باستخدام كل من عرض النقود و الإنفاق الحكومي بالإضافة إلى متغير الاتجاه العام كمتغيرات مستقلة، وقد توصلت الدراسة بعد تقدير النموذج القياسي محل الدراسة إلى أن السياسة النقدية الممثل بعرض النقود أكثر فعالية من السياسة المالية الممثلة بالإنفاق الحكومي في التأثير على كل من الناتج و الأسعار، و بالتالي فالنقود ليست حيادية في الأجل القصير، فالصدمات النقدية تأثر في الناتج و هذا التأثير يسبق حدوث التأثير في معدل التضخم.

- دراسة (Sulaiman et al, 2009): تناولت الدراسة اختبار العلاقة السببية بين كل من عرض النقود والمستوى العام للأسعار و الإنفاق الحكومي في المدى الطويل و تأثيرها على النمو الاقتصادي في باكستان خلال الفترة الممتدة (1977-2007)، و قد بينت نتائج الدراسة وجود تأثير موجب لعرض النقود على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل، و وجود علاقة بين عرض النقود و الأسعار في باكستان.

دراسة (Mishra et al, 2010): درسنا العلاقة بين الأسعار و الناتج و عرض النقود في الاقتصاد الهندي بغرض التعرف على مدى ملائمة السياسة النقدية و فعاليتها، حيث اعتمدا على نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM) للوصول إلى هدف الدراسة، و بينت نتائج السببية في الأجل الطويل وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود و الناتج، وعلاقة سببية أحادية الاتجاه من مستوى الأسعار إلى الناتج و عرض النقود، في المقابل أظهرت نتائج السببية في الأجل القصير وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود و المستوى العام للأسعار ، وعلاقة سببية أحادية الاتجاه من الإنتاج إلى مستوى الأسعار، كما بينت نتائج الدراسة أن النقود ليست حيادية، و أن ظاهرة التضخم على المدى القصير كانت ظاهرة نقدية.

دراسة (Aperre and Karimo, 2014): أجرى الباحثان هذه الدراسة على نيجيريا بهدف تقييم فعالية السياسة النقدية على النمو الاقتصادي و التضخم خلال الفترة الممتدة من (1970-2011) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي (VAR) و الذي يتضمن المتغيرات الداخلية التالية: الناتج المحلي الإجمالي، سعر الفائدة، الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك و عرض النقود. و قد أظهرت نتائج تقدير النموذج أن الإنتاج و الأسعار يقودا النمو النقدي في الأجل القصير، بينما يتأثر نمو الناتج بالتضخم فقط.

دراسة (Were et Al, 2014): حاولا الباحثون تقييم فعالية السياسة النقدية في كينيا باستخدام نموذج قياسي كلي هيكلية، حيث تضمن هذه النموذج مجموعة من المتغيرات تمثلت في كل من سعر فائدة البنك المركزي، معدل الاحتياطي النقدي و حجم الائتمان المصرفي، و قد أشارت نتائج تقدير النموذج إلى الدور الكبير لمعدل الفائدة في التنبؤ بمعدلات التضخم و زيادة فعالية السياسة النقدية في كينيا.

دراسة (Alam, 2015): استخدم الباحث في تحديده لأثر صدمات السياسة النقدية الخارجية لدولة بنغلاديش على كل من الناتج و الأسعار و أسعار الصرف نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي في المدى القصير ، حيث أظهرت نتائج تحليل دوال الاستجابة إلى أن حدوث زيادة مستقلة في سعر الفائدة يؤدي إلى انخفاض حجم النشاط الاقتصادي و ارتفاع كل من المستوى العام للأسعار و قيمة العملة المحلية ، و مع ذلك لم تكن الآثار ذات دلالة إحصائية، مما يعني أن السياسة النقدية لم تكن فعالة في السيطرة على التقلبات الاقتصادية في المدى القصير في دولة بنغلاديش.

- دراسة (Ulke And Berument, 2015) : قدما الباحثان هذه الدراسة بغرض معرفة تأثير السياسة النقدية المتشددة على الأداء الاقتصادي في تركيا خلال الفترة الممتدة من (1990-2013)، و قد أشارت نتائج الدراسة التجريبية إلى أن السياسة النقدية المتشددة و المنتهجة من قبل البنك المركزي التركي خلال هذه الفترة أدت إلى رفع قيمة العملة المحلية (الليرة التركية) و خفض كل من الناتج و الأسعار.

المحور الثاني: تقييم فعالية السياسة النقدية في الجزائر خلال الفترة من (1990-2016)

أولاً: وصف متغيرات النموذج:

لتقييم فعالية السياسة النقدية في الجزائر على كل من معدل النمو الاقتصادي و معدل التضخم سنقوم بالاعتماد على المتغيرات التالية:

*LTCP*IB: اللوغاريتم النييري لمعدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي.

*LTCM*2: اللوغاريتم النييري لمعدل نمو الكتلة النقدية .

*LTIN*F: اللوغاريتم النييري لمعدل التضخم.

تعتبر هذه المتغيرات عن بيانات فصلية تمتد من الثلاثي الأول لسنة 1990 إلى الثلاثي الرابع لسنة 2016، أي حوالي 108 مشاهدة صادرة عن هيئات حكومية محلية و دولية مثل بنك الجزائر بالنسبة لمعدل نمو الكتلة النقدية والبنك العالمي بالنسبة لمعدل نمو الناتج الداخلي الخام و معدل التضخم، و قد تم الاعتماد على اللوغاريتم النييري للمتغيرات بغرض استخلاص المرونات بصفة مباشرة.

ثانياً: اختبارات جذر الوحدة لقياس مدى استقرارية السلاسل الزمنية

هناك العديد من الاختبارات التي تسمح بالكشف عن ما إذا كانت السلاسل الزمنية مستقرة أم لا، إلا أن أفضلها و أكثرها استخداماً هو اختبار ديكي فولر (ADF) واختبار فيليبس و بيرون (PP)، لذلك سيتم الاعتماد في هذه الدراسة على كلا الاختبارين (Régis Bourbonnais, Michel Terraza, 2010)

P172، بالاستعانة ببرنامج Eviews 08

الجدول رقم (01): نتائج اختبار ديكي فوللر (ADF)

| المتغيرات | مستوى الاختبار | المحسوبة T | T الجدولية | فترة التأخير | النموذج | النتيجة |
|-------------------------------|----------------|------------|------------|--------------|---------|------------|
| معدل نمو الناتج الداخلي الخام | مستوى | -1,97 | -3,45 | 9 | 1 | غير مستقرة |
| | الفرق الأول | -2,64 | -1,94 | 12 | 3 | مستقرة |
| معدل نمو الكتلة النقدية | مستوى | -2,64 | -3,45 | 9 | 1 | غير مستقرة |
| | الفرق الأول | -5,37 | -3,45 | 11 | 1 | مستقرة |
| معدل التضخم | مستوى | -2,5 | -2,89 | 9 | 2 | غير مستقرة |
| | الفرق الأول | -1,92 | -1,94 | 12 | 3 | غير مستقرة |
| | الفرق الثاني | -5,88 | -3,46 | 11 | 1 | مستقرة |

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 08

نلاحظ من خلال نتائج الاختبار (ADF) أن السلسلتين الزمنيتين LTCPIB و LTCM2 غير مستقرتي نف يالمستوى ولكنهما مستقرتين في الفرق الأول، بمعنى أن هاتين السلسلتين متكاملتين من الدرجة الأولى (I(1))، في المقابل نجد أن السلسلة الزمنية LTINF غير مستقرة لا في المستوى و لا في الفرق الأولى و إنما أصبحت مستقرة بعدما قمنا بإجراء الفرق الثاني عليها، أي أنها متكاملة من الدرجة الثاني (I(2)).

الجدول رقم (02): نتائج اختبار فليب و بيرون (PP)

| المتغيرات | مستوى الاختبار | المحسوبة T | T الجدولية | فترة التأخير | النموذج | النتيجة |
|-------------------------------|----------------|------------|------------|--------------|---------|------------|
| معدل نمو الناتج الداخلي الخام | مستوى | -2,24 | -3,45 | 10 | 1 | غير مستقرة |
| | الفرق الأول | -9,87 | -3,45 | 101 | 1 | مستقرة |
| معدل نمو الكتلة النقدية | مستوى | -2,23 | -3,45 | 13 | 1 | غير مستقرة |
| | الفرق الأول | -9,82 | -3,45 | 80 | 1 | مستقرة |
| معدل التضخم | مستوى | -1,98 | -3,45 | 4 | 1 | غير مستقرة |
| | الفرق الأول | -4,59 | -3,45 | 14 | 1 | مستقرة |

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 08

يظهر جليا من نتائج اختبار (PP) أن جميع السلاسل الزمنية غير مستقرة في المستوى و إنما أصبحت مستقرة بعد أخذ الفروق الأولى، ومن ثم فهي سلاسل متكاملة من الدرجة الأولى (I(1)). وتجدر الإشارة إلى أن هناك تعارض بين اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) واختبار فليبس و بيرون (PP) بخصوص السلسلة LTINF، لذلك سنعتمد على نتائج اختبار (PP) لأفضليتها (Peter C.B, Philips Pierre Perron, 1988, P346-355). و بما أن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى يمكننا المرور إلى إجراء اختبار جوهانسن للتكامل المشترك على هذه المتغيرات، لكن قبل ذلك سنقوم بإجراء اختبار علاقة السببية لجرانجر (Granger).

ثالثا: تحديد فترة الإبطاء المثلى

يتم تحديد أو اختيار عدد فترات الإبطاء الملائمة و التي تقوم بتدنية قيمة معايير (AIC) Schwarz, Akaike (SC) و Hannan-Quin (HQ)، باستخدام معايير تحديد درجة التأخير لنموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه (var) (محمد شيخي، 2011، ص253)، و الجدول الموالي يوضح عدد فترات الإبطاء المثلي حسب كل معيار.

الجدول رقم (03): نتائج تحديد فترات الإبطاء الزمني

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -204.1396 | NA | 0.013181 | 4.184639 | 4.263279 | 4.216457 |
| 1 | -158.5612 | 87.47372 | 0.006296 | 3.445681 | 3.760241 | 3.572953 |
| 2 | -157.5178 | 1.939372* | 0.007398 | 3.606419 | 4.156899 | 3.829144 |
| 3 | -152.8592 | 8.376028 | 0.008088 | 3.694125 | 4.480525 | 4.012303 |
| 4 | -82.81527 | 121.6924 | 0.002362* | 2.460915* | 3.483234* | 2.874547* |

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 08

تبين نتائج الجدول رقم (03) أن أغلب المعايير FPE, AIC, SC, HQ تتفق على أن فترة الإبطاء (P) تساوي 4، وعليه سيتم الاعتماد على هذه الفترة في تقدير النموذج.

رابعا: اختبار السببية لجرانجر ($Granger$)

يستخدم هذا الاختبار لفحص وجود علاقة سببية بين متغيرين و يعتمد بشكل رئيسي على اختبار F حيث يقال أن المتغير X يؤثر على المتغير Y إذا كان التباطؤ الزمني للمتغير X له طاقة تنبؤية أعلى من الطاقة التنبؤية للتباطؤ الزمني للمتغير Y (Régis Bourbonnais, 2011, P 290)، فقبول الفرضية الصفرية تعني أن X لا يؤثر في Y في حالة ما إذا كانت قيمة P الإحصائية F أكبر من 0.05، و رفض الفرضية الصفرية تعني أن X يؤثر في Y إذا كانت قيمة P الإحصائية F أصغر من 0.05، و نجد هنا كثلاثة حالات للسببية (سعود الطيب، سليم الحجابا، محمد شحاتيت، 2011، 339):

- السببية أحادية الاتجاه عندما يكون المتغير الأول يؤثر في المتغير الثاني، ولكن المتغير الثاني لا يؤثر في المتغير الأول؛

- التأثير المتبادل: عندما يكون كل متغير يؤثر في الآخر بشكل آني؛

- الاستقلالية: عندما تكون المتغيرات لا تؤثر في بعضها، أي أن المتغيرين مستقلان.

و الجدول الآتي يبين نتائج اختبار السببية علما بأن تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني هي أربعة من خلال الاختبار الخاص بتحديد عدد فترات التباطؤ الزمني.

الجدول رقم (04): نتائج اختبار السببية لجرانجر ($Granger$)

| NULL HYPOTHESIS: | OBS | F- STATISTIC | PROB. |
|---------------------------------------|-----|-----------------|--------|
| DLTCM2 DOES NOT GRANGER CAUSE DLTCPIB | 104 | 9.39193 | 0.0341 |
| DLTCPIB DOES NOT GRANGER CAUSE DLTCM2 | 104 | 1.37524 | 7.E-08 |
| DLTINF DOES NOT GRANGER CAUSE DLTCPIB | 104 | 19.6582 | 3.E-14 |
| DLTCPIB DOES NOT GRANGER CAUSE DLTINF | 104 | 2.71805 | 0.8184 |
| DLTINF DOES NOT GRANGER CAUSE DLTCM2 | 104 | 16.7300 | 0.0988 |
| DLTCM2 DOES NOT GRANGER CAUSE DLTINF | 104 | 8.22579 | 5.E-07 |

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 08

يتضح من بيانات الجدول أعلاه ما يلي:

- معدل نمو الكتلة النقدية يسبب معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي باحتمال قدره $0.03 >$
- 0.05 ، ومعدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي يسبب الكتلة النقدية باحتمال قدره $> 7.E-08$ ،
بمعنى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين المتغيرين؛
- معدل التضخم يسبب معدل النمو في الناتج الداخلي الإجمالي باحتمال قدره $> 3.E-14$ ،
أي وجود علاقة سببية في اتجاه معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي؛
- معدل نمو الكتلة النقدية يسبب معدل التضخم باحتمال قدره $> 5.E-07$ ، بمعنى وجود علاقة
سببية أحادية الاتجاه من معدل نمو الكتلة النقدية باتجاه معدل التضخم.

خامسا: اختبار التكامل المشترك لجوهانسن (Johansen):

يهدف هذا الاختبار إلى التحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، وبما أن جميع السلاسل زمنية لمتغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، فإن هذا يمكننا من القيام باختبار وجود علاقة بين المتغيرات في الأجل الطويل، وذلك باستخدام اختبار التكامل المشترك لجوهانسن (Erik (osterholm, 2007, P4-5) و Hjalmarsson and par، والذي تظهر نتائجه كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول رقم (05): نتائج اختبار (JJ)

| اختبار الأثر Test de trace | | | |
|---|-----------------|--------------|--------------|
| القيمة الحرجة | القيمة المحسوبة | الفرض البديل | الفرض العدمي |
| 29.79 | 63.58 | $r \geq 1$ | $r = 0$ |
| 15.49 | 35.82 | $r \geq 2$ | $r \leq 1$ |
| 13.84 | 12.52 | $r \geq 3$ | $r \leq 2$ |
| اختبار القيمة الكامنة العظمى Maximal eigenvalue | | | |
| القيمة الحرجة | القيمة المحسوبة | الفرض البديل | الفرض العدمي |
| 21.13 | 27.76 | $r=1$ | $r=0$ |
| 14.26 | 23.30 | $r=2$ | $r \leq 1$ |
| 13.84 | 12.52 | $r=3$ | $r \leq 2$ |

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج Eviews 08

تشير نتائج اختبار الأثر إلى رفض الفرضية العدمية (H_0) والتي تتضمن عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات عند مستوى معنوية 5%، حيث أن القيمة المحسوبة لاختبار الأثر والتي تقدر بـ 63.58 أكبر من القيمة الحرجة 29.79، أي وجود علاقة تكامل مشترك، و نفس النتيجة نحصل عليها بالنسبة للفرضية الثانية ($r=1$).

أما فيما يخص الفرضية الثالثة ($r=2$) فإن قيمة الأثر أصغر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وبالتالي نقبل فرضية العدم (H_0) أي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة. نستنتج مما سبق انه يوجد علاقتين من التكامل المشترك بين المتغيرات، حيث أعطى اختبار القيمة العظمى نفس نتائج اختبار الأثر، و عليه يمكن القول أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات ((Sandrine and Valérie, 2002, P213)، أي أنها لا تبعد عن بعضها البعض في الأجل الطويل فهي إذن تظهر سلوكا متشابها.

سادسا: تقدير نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM)

بعد التأكد من أن جميع السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، و وجود علاقة تكامل مشترك بينهما في الأجل الطويل فإن النموذج الأحسن لتقدير هذه العلاقة التوازنية الطويلة الأجل هو نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM) (Vector Error Correction Model)، و الذي تظهر نتائجه في الجدول رقم (01) الملحق (01).

فمن خلال استقراء نتائج الجدول رقم (01) الملحق رقم (01) يتضح جليا أن أكثر من 50% من معالم النموذج تختلف معنويا عن الصفر لأن القيمة المطلقة لإحصائية المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 5%

كما تظهر النتائج أيضا معنوية معاملات النموذج، حيث أن قيمة فيشر المحسوبة (F_c) أكبر من القيمة الجدولية المناظرة لها عند مستوى معنوية 5%.

في المقابل تشير قيمة معامل التحديد (R - Squared) إلى أن 78.67% من التغيرات في الأسعار و الناتج راجعة في الأساس إلى التغيرات الحاصلة في كمية النقود المعروضة في الاقتصاد الوطني.

ثامنا: الاختبارات الإحصائية لتقييم نموذج الانحدار الذاتي العشوائي (VECM)

لتقييم مدى قوة نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM) سيتم الاعتماد على عدة اختبارات إحصائية منها (محمد شيخي، 2011، ص 289):

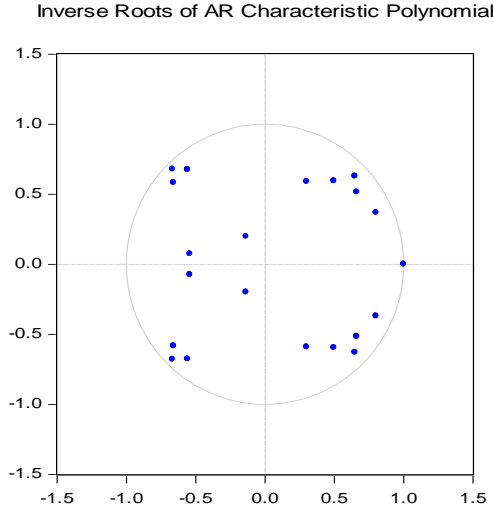
- دراسة استقرارية النموذج من خلال (Roots of characteristic polynomial)؛
 - اختبار الارتباط التسلسلي للأخطاء مضاعف لاجرانج (LM)؛
 - اختبار عدم ثبات التباين؛
 - اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لبواقي النموذج.
1. اختبار استقرار النموذج (VECM):

يمكن التأكد من استقرارية نموذج تصحيح الخطأ العشوائي بواسطة اختبار (Roots of characteristic polynomial) والذي يمكن الحصول عليه من خلال برنامج **eviews**

الجدول رقم (06): اختبار عدد الجذور الوحيدة في النموذج المقدر

الشكل رقم (01): اختبار استقرار النموذج المقدر

| Root | Modulus |
|-----------------------|----------|
| 1.000000 | 1.000000 |
| -0.674944 - 0.661354i | 0.944954 |
| -0.674944 + 0.661354i | 0.944954 |
| 0.676405 - 0.616839i | 0.915431 |
| 0.676405 + 0.616839i | 0.915431 |
| -0.571689 - 0.659865i | 0.873070 |
| -0.571689 + 0.659865i | 0.873070 |
| -0.659339 - 0.540791i | 0.852750 |
| -0.659339 + 0.540791i | 0.852750 |
| 0.575304 - 0.578952i | 0.816186 |
| 0.575304 + 0.578952i | 0.816186 |
| 0.636426 - 0.498810i | 0.808609 |
| 0.636426 + 0.498810i | 0.808609 |
| 0.467867 - 0.156019i | 0.493195 |
| 0.467867 + 0.156019i | 0.493195 |



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 08

يوضح الشكل رقم (01) أن نموذج تصحيح الخطأ العشوائي المقدر يحقق شرط الاستقرار إذ أن جميع المعاملات أصغر من الواحد و جميع الجذور تقع داخل دائرة واحدة، مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة ارتباط الأخطاء أو عدم ثبات التباين.

و يؤكد الجدول رقم (06) أن النموذج المقدر يحقق شرط الاستقرار حيث أن عدد الجذور التي تساوي الواحد في الأشكال تساوي عدد المتغيرات الداخلة في النموذج ناقص عدد علاقات التكامل، و بالنسبة للنموذج محل الدراسة فإن عدد الجذور يساوي الواحد (عدد المتغيرات (03) - عدد علاقات التكامل (02)).

2. اختبار الارتباط التسلسلي للأخطاء:

يمكن التأكد من أن النموذج المقدر لا يعاني من مشكل الارتباط التسلسلي للأخطاء عن طريق القيام بإجراء اختبار مضاعف لاجرانج (LM)، و الذي تظهر نتائجه في الجدول الموالي:

الشكل رقم (07): الارتباط التسلسلي لبواقي الأخطاء

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 5.327626 | 0.8049 |
| 2 | 0.370307 | 1.0000 |
| 3 | 6.933033 | 0.6441 |
| 4 | 127.4309 | 0.0938 |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 08

يتضح من نتائج الجدول أعلاه رفض فرضية وجود الارتباط التسلسلي في سلسلة البواقي عند مختلف الفجوات و عددها أربعة (04) باحتمالات تفوق 0.05، حيث أن قيمة إحصائية LM أقل من القيمة الحرجة، مما يدفعنا لقبول الفرضية العدمية، أي خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

3. اختبار عدم ثبات التباين:

لاختبار مشكلة عدم تباين تجانس الخطأ للنموذج المقدر تم الاعتماد على اختبار White

الجدول رقم (08): اختبار عدم ثبات التباين

| Joint test: | | |
|-------------|-----|--------|
| Chi-sq | Df | Prob. |
| 147.8037 | 168 | 0.8671 |

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 08

من خلال الجدول رقم (08) نلاحظ أنه قد تم رفض مشكل عدم التجانس باحتمال قدره 0.86 و هو أكبر من 0.05، و بالتالي تقبل فرضية ثبات التباين في لحدود الخطأ في النموذج المقدر.

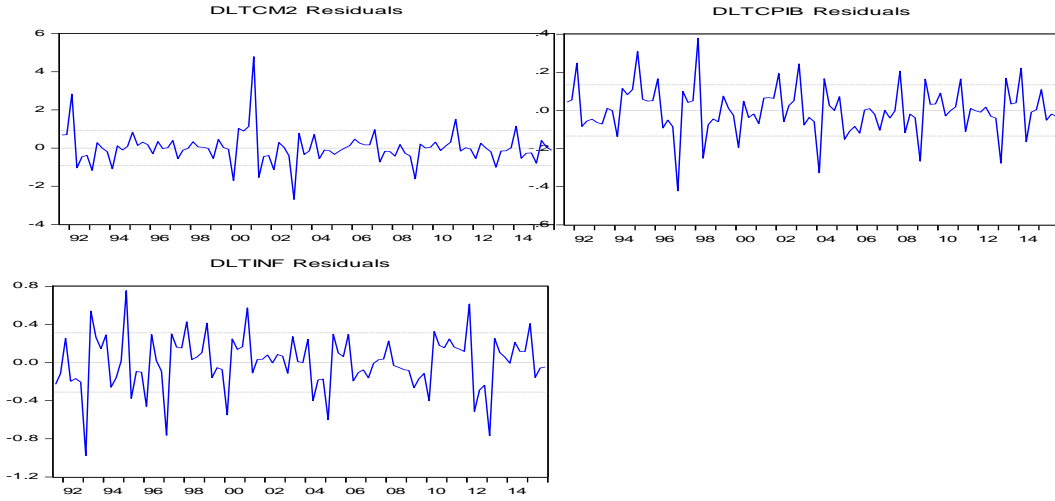
4. اختبار استقرار بواقي النموذج:

إن الهدف الرئيسي من جراء القيام بهذا الاختبار هو التأكد من سكون بواقي النموذج المقدر، حيث أن سلسلة البواقي و بما أنها تحاكي تشويشا أيضا، فإنه لا يجب أن تتضمن تغيرات على المدى البعيد سواء

(VECM) خلال الفترة (1990-2016)-

كانت هذه التغيرات محدودة أو هيكلية، و يمكن التأكد من ذلك عن طريق الكشف عن وجود جذر الوحدة من عدمه في سلاسل بواقي النموذج، فإذا كانت هذه السلاسل لا تحتوي على جذر الوحدة فإنها تكون ساكنة و مستقرة و من ثم فإنها لا تتضمن تغيرات على المدى البعيد و العكس صحيح (يقبى ليلى أسمهان، 2015، ص 395)، و الشكل البياني الموالي يوضح تطور السلاسل الزمنية لبواقي النموذج.

الشكل رقم (02): التمثيل البياني لبواقي النموذج



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 08

انطلاقا من الشكل البياني أعلاه نلاحظ أن جميع السلاسل الزمنية لبواقي النموذج مستقرة ، و يمكن تأكيد ذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي و الجزئي المبينة في الملحق رقم (02)، حيث نجد أن معظم معاملات الارتباط الذاتي البسيط تقع داخل مجال الثقة (95%) في الفجوات الأولى بالنسبة لجميع السلاسل الزمنية، كما أن إحصائية (Ljung-Box) بدرجة تأخير قدرها 20 أكبر من 0.05 و بالتالي نرفض فرضية العدم، أي أن المسار يمثل تشويشا أبيض و منه السلاسل الزمنية لبواقي مستقرة. كما يمكننا التأكد من ذلك عن طريق اختبار ديكي فولر المطور (ADF) و الذي تتلخص نتائجه في الجدول التالي:

الجدول رقم (09): نتائج اختبار (ADF) لبواقي النموذج

| النتيجة | النموذج | فترة التأخير | T الجدولية | T المحسوبة | مستوى الاختبار | السلسلة |
|---------|---------|--------------|------------|------------|----------------|----------|
| مستقرة | 1 | 7 | 3.46- | 5.89- | المستوى | Resid 01 |
| مستقرة | 1 | 7 | 3.46- | 6.05- | المستوى | Resid 02 |
| مستقرة | 1 | 7 | 3.46- | 7.92- | المستوى | Resid03 |

المصدر: مخرجات برنامج Eviews08

على ضوء النتائج الموضحة في الجدول نستنتج أن بواقي النموذج هي سلاسل ساكنة و مستقرة في مستواها بما أن القيم المحسوبة أكبر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5 % ، و عليه نرفض فرضية العدم (H_0) القائلة بوجود جذر الوحدة ونقبل الفرضية البديلة (H_1) بعدم وجود جذر الوحدة، و بالتالي فإن السلاسل مستقرة وساكنة و لا تتغير في المدى الطويل مما يفيد بعدم وجود اتجاه عام لهذه السلاسل في المدى البعيد.

تاسعا: تحليل آثار السياسة النقدية على معدل النمو و معدل التضخم باستخدام دوال الاستجابة و تحليل التباين

على ضوء نتائج التقدير السابقة للنموذج محل الدراسة، سوف نقوم بتحليل آثار السياسة النقدية على المتغيرات المستهدفة (الأسعار و الناتج) باستخدام أسلوبين هما دوال الاستجابة لردة الفعل و تحليل مكونات التباين.

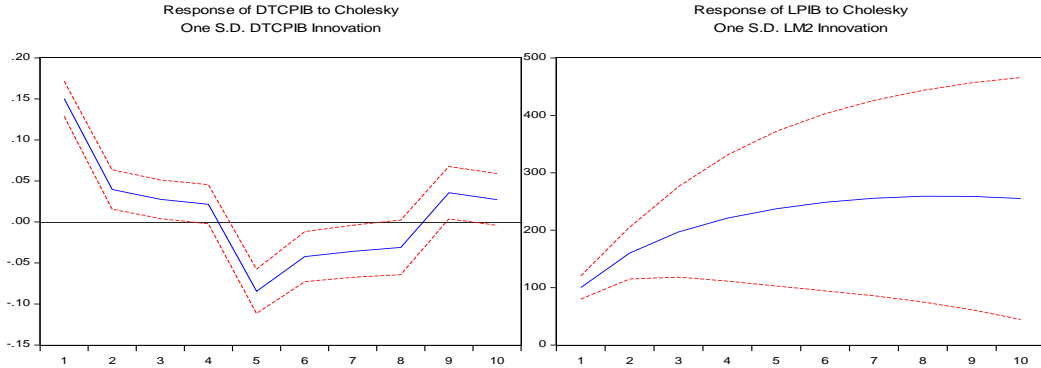
1. تحليل دوال الاستجابة لردة الفعل:

تم تقدير دوال الاستجابة لرد الفعل من خلال نموذج VAR لقياس و تحليل مدى تأثير كل من الناتج الداخلي الإجمالي و معدل التضخم بالصدمات المختلفة في السياسة النقدية، وفي المتغير نفسه، و المدى الزمني الذي تستغرقه حتى يتلاشى أثرها، وذلك من خلال مدى زمني يتراوح بين سنة و عشر سنوات، الأمر الذي يعكس التفرقة بين الأجلين القصير و الطويل.

1.1. آثار السياسة النقدية على معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي

تظهر آثار صدمات السياسة النقدية على معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي من خلال الشكل البياني التالي:

الشكل رقم (03): آثار صدمات السياسة النقدية على معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 08

آثار صدمة في معدل نمو الناتج الداخلي :

إن حدوث صدمة غير متوقعة بمقدار انحراف معياري واحد في معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي سيكون لها أثر موجب على معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي في السنوات الأربعة الأولى ، ليتلاشى بعدها هذا الأثر في السنة الخامسة و يتحول إلى السالب إلى غاية السنة التاسعة، ثم يتحول بعدها في السنة العاشرة إلى موجب حيث قدر في هذه السنة ب 0.03 %.

آثار صدمة في معدل نمو الكتلة النقدية:

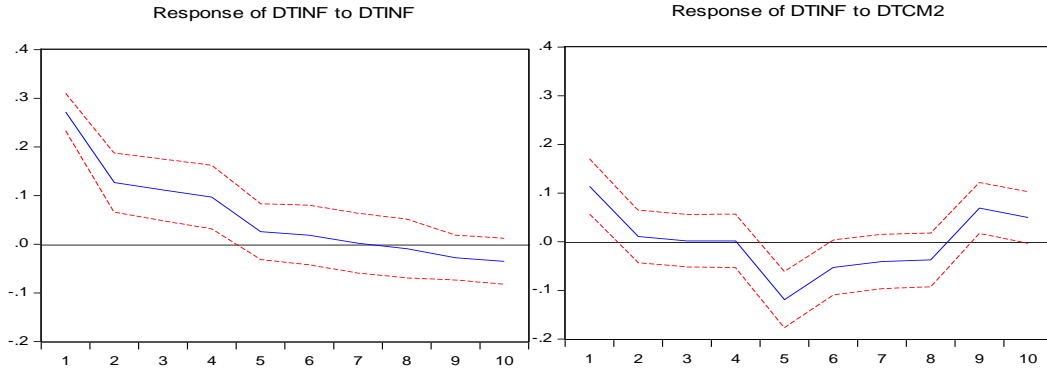
إن حدوث صدمة عشوائية في العرض النقدي بمقدار انحراف معياري واحد سيكون لها أثر موجب دائما في الناتج الداخلي الإجمالي و تتزايد إلى غاية نهاية الفترة، ذلك أن زيادة كمية النقود المتداولة في الاقتصاد تؤدي إلى زيادة حجم الإنفاق وخاصة زيادة الإنفاق الاستثماري الذي يؤدي بدوره إلى زيادة الإنتاج و رفع معدلات النمو، و عليه فإن أثر العرض النقدي على الاقتصاد الوطني يتطابق مع التوقعات النظرية.

2.1. آثار السياسة النقدية على معدل التضخم

تظهر آثار صدمات السياسة النقدية على معدل التضخم من خلال الشكل البياني الموالي:

الشكل رقم (04) أثار صدمات السياسة النقدية على معدل التضخم

Response to Cholesky One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 08

أثار صدمة في معدل التضخم:

إن حدوث صدمة غير متوقعة إيجابية بمقدار انحراف معياري واحد في معدل التضخم سيكون لها اثر موجب على معدل التضخم إلى غاية السنة السابعة ليتلاشى بعدها أثر الصدمة في السنة الثامنة و يتحول إلى سالب إلى أن يصل إلى أدنى قيمة له في السنة العاشرة (-0.03%).

أثار صدمة في معدل نمو الكتلة النقدية:

إن حدوث صدمة عشوائية غير متوقعة في معدل نمو الكتلة النقدية بمقدار انحراف معياري واحد سيكون لها اثر موجب على معدل التضخم في الأجل القصير، ليتحول بعدها اثر الصدمة إلى سالب في الأجل المتوسط ثم يعود إلى الارتفاع من جديد في الأجل الطويل، حيث قدر في نهاية الفترة ب (0.05%). ذلك أن زيادة كمية النقود المتداولة في الاقتصاد تؤدي إلى زيادة الطلب على السلع و الخدمات و مع ثبات العرض السلعي (عدم مرونة الجهاز الإنتاجي للتغيرات الحاصلة في الطلب)، فإن ذلك سيؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار و من ثم تدهور القيمة الشرائية للنقود، و عليه فإن أثر العرض النقدي على الأسعار يتطابق مع التوقعات النظرية.

2. تحليل التباين:

للتعرف على مقدار التباين في التنبؤ لكل متغير و الذي يعزى إلى خطأ التنبؤ في المتغير نفسه و المقدار الذي يعزى إلى خطأ التنبؤ في المتغيرات التوضيحية الأخرى في النموذج VAR، يتم عادة تحليل

(VECM) خلال الفترة (1990-2016)-

مكونات التباين، وتبرز أهمية هذا التحليل في أنه يعطي الأهمية النسبية لأثر أي تغير مفاجئ في كل متغير من متغيرات النموذج على جميع المتغيرات في النموذج، والجدولين الموائين يوضحان نتائج تحليل مكونات التباين لمعدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي ومعدل التضخم.

الجدول رقم(10): نتائج تحليل التباين لمعدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي

| Period | S.E. | DTCPIB | DLTINF | DLTCM2 |
|--------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 0.135158 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.152448 | 99.76436 | 0.002337 | 0.233302 |
| 3 | 0.162174 | 98.80935 | 0.277313 | 0.913341 |
| 4 | 0.167907 | 97.60563 | 0.587566 | 1.806800 |
| 5 | 0.192793 | 87.53875 | 1.126814 | 11.33444 |
| 6 | 0.198858 | 85.67161 | 1.097611 | 13.23078 |
| 7 | 0.204216 | 84.53912 | 1.054373 | 14.40651 |
| 8 | 0.209152 | 83.21161 | 1.046902 | 15.74149 |
| 9 | 0.219390 | 77.95526 | 2.012078 | 20.03266 |
| 10 | 0.221718 | 76.74604 | 2.135615 | 21.11835 |

المصدر: مخرجات برنامج Eviews08

حسب نتائج تحليل مكونات تباين الأخطاء يتضح لنا أن التقلبات و التغيرات الظرفية و الهيكلية في معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي في الفترة الأولى و الثانية ناتجة عن تغيرات المتغير نفسه بتباين قدره 100% و 99.76% على التوالي، لتتخفف هذه النسبة تدريجياً إلى أن تصل إلى 76.74% في نهاية الفترة، بمعنى أن مقدار التغير الذي يخص المتغيرات الأخرى يقدر ب 23.26% فالمساهمة الأكبر في تقلبات معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي ترجع إلى معدل نمو الكتلة النقدية 21.11% ثم إلى معدل التضخم 2.13%، و عليه يمكن القول أن معدل نمو الكتلة النقدية يفسر خطأ التنبؤ في معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي بدرجة أكبر من معدل التضخم.

الجدول رقم (11): نتائج تحليل التباين لمعدل التضخم

| Period | S.E. | DTCPiB | DTCM2 | DTiNF |
|--------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 0.135158 | 6.221333 | 9.674245 | 84.10442 |
| 2 | 0.152448 | 5.323157 | 9.034248 | 85.64260 |
| 3 | 0.162174 | 4.677115 | 8.692599 | 86.63029 |
| 4 | 0.167907 | 4.381566 | 8.259950 | 87.35848 |
| 5 | 0.192793 | 9.379470 | 14.42765 | 76.19288 |
| 6 | 0.198858 | 10.93856 | 15.41129 | 73.65014 |
| 7 | 0.204216 | 12.18002 | 15.91949 | 71.90048 |
| 8 | 0.209152 | 12.95038 | 16.23598 | 70.81364 |
| 9 | 0.219390 | 12.70604 | 19.68287 | 67.61108 |
| 10 | 0.221718 | 12.60723 | 20.32061 | 67.07216 |

المصدر: مخرجات برنامج Eviews08

تبين نتائج تحليل مكونات تباين الأخطاء أن التقلبات الطرفية لمعدل التضخم في المدى القصير تتعلق بصدمات المتغير نفسه بنسبة كبيرة، حيث قدرت في السنة الثانية المستقبلية بـ 85.64% مقابل 14.36% لباقي المتغيرات.

أما على المدى المتوسط و الطويل فإن صدمات معدل التضخم تتناقص و لكنها تبقى كبيرة، في حين تتزايد صدمات متغيرات النموذج و لكن بنسب ضعيفة لتصبح حوالي 67.07% من تقلبات معدل التضخم ناتجة عن صدمات المتغير نفسه (معدل التضخم) و حوالي 20.32% ناتجة عن الصدمات في معدل نمو الكتلة النقدية، و من ثم الناتج الداخلي الإجمالي بحوالي 12.60%، و ذلك بعد السنة العاشرة التي تلي الصدمة.

خاتمة:

قمنا من خلال هذه الورقة البحثية بتقييم فعالية السياسة النقدية على كل من الناتج والأسعار في الجزائر خلال الفترة من (1990-2016) باستخدام نموذج VECM، والاعتماد على معدل نمو الكتلة النقدية كمتغير مستقل يعبر عن صدمات السياسة النقدية، و معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي و معدل التضخم كمتغيرات تابعة، وكانت نتائج هذه الدراسة كما يلي :

- اتضح من خلال الدراسة أن السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة كلها غير مستقرة في المستوى إلا أنها أصبحت مستقرة عند أخذ الفرق الأول، الأمر الذي يبين أنها متكاملة من الدرجة الأولى، مما يسمح لنا بإجراء اختبار التكامل المشترك؛

- من خلال استخدام اختبار جوهانسن للتكامل المشترك تبين وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين عرض النقود و الأسعار و الناتج الداخلي الإجمالي؛

- بينت نتائج اختبار السببية لجرانجر (Granger) أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين معدل نمو الكتلة النقدية و معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي، الأمر الذي يبين أن ارتفاع الناتج أدى إلى زيادة كمية النقود المتداولة في الاقتصاد و زيادة النقود ساهمت بدورها في زيادة الناتج، وهذه النتيجة تتسجم مع طبيعة الاقتصاد الجزائري الذي يعتمد بالدرجة الأولى على النفط كمورد وحيد للدولة، حيث أن زيادة الناتج الداخلي الإجمالي عن طريق ارتفاع أسعار المحروقات أدت إلى زيادة كمية النقود المعروضة، خاصة تلك الموجهة لزيادة الأجور، أما بالنسبة للعلاقة السببية بين معدل نمو الكتلة النقدية و معدل التضخم فكانت في اتجاه واحد نحو معدل التضخم و هو ما يشير إلى أن ظاهرة التضخم في الجزائر هي ظاهر نقدية، في حين نجد أن هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه بين مستوى الأسعار و الناتج، و هي في اتجاه الناتج.

- تشير نتائج تحليل دوال الاستجابة لردود الفعل أن حدوث صدمة عشوائية بمقدار انحراف معياري واحد في معدل نمو الكتلة النقدية سيكون لها أثر موجب دائما على معدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي، في حين يؤدي وقوع صدمة غير متوقعة بمقدار انحراف معياري واحد في معدل نمو الكتلة النقدية إلى اثر موجب على معدل التضخم في الأجل القصير لتلاشى بعدها أثر الصدمة و يتحول إلى سالب في الأجل المتوسط، ثم يرجع مرة أخرى إلى موجب في الأجل الطويل.

- بينت نتائج تحليل مكونات التباين لمعدل نمو الناتج الداخلي الإجمالي و معدل التضخم أن التغيرات الظرفية في معدل نمو الناتج الداخلي و معدل التضخم ناتجة عن صدمات المتغير نفسه (الناتج و الأسعار)، حيث قدرت ب 99.76% و 85.64% على التوالي في الأجل القصير لتتناقص تدريجاً إلى أن تصل إلى 76.74% و 67.07% على التوالي في السنة العاشرة التي تلي الصدمة.

الاقتراحات والتوصيات:

على ضوء النتائج التي خلصنا إليها في هذه الدراسة يمكن الخروج ببعض التوصيات و الاقتراحات نبرزها فيما يلي:

- الاعتماد على السياسة النقدية لمعالجة التقلبات و الاختلالات الهيكلية التي يتعرض لها الاقتصاد الجزائري، وهذا نظراً لفعاليتها مقارنة بالسياسات الاقتصادية الأخرى؛

- العمل على ضبط معدلات نمو الكتلة النقدية بما يتوافق مع معدلات نمو الناتج حتى لا يكون هناك إصدار نقدي وفير و بدون مقابل، بمعنى وجود طاقات إنتاجية غير مستغلة (عاطلة) في العملية الإنتاجية؛ - يتوجب على صانعي السياسات التركيز على سياسات توسع الناتج في الأجلين القصير و الطويل، واتخاذ الإجراءات و التدابير اللازمة لمواصلة النمو في الأجل الطويل و السيطرة على التضخم و من ثم الحفاظ على توسع الإنتاج.

المراجع والإحالات:

المراجع باللغة العربية:

- سعود الطيب، سليم الحجابا، محمد شحاتيت، تأثير سعر الفائدة لأجل على الاستهلاك الخاص: حالة الأردن خلال الفترة (1976-2004)، دراسات، العلوم الإدارية، المجلد 38، العدد 02، 2011.

- بقبق ليلي أسهمان، آلية تأثير السياسة النقدية في الجزائر و معوقاتها الداخلية: دراسة قياسية، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات الحصول على شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، الجزائر، 2014-2015.

- محمد شيخي، طرق الاقتصاد القياسي: محاضرات و تطبيقات، دار حامد للنشر و التوزيع، الطبعة الأولى، 2011.

المراجع باللغات الأجنبية:

- Alam, Md, Rafayet, Effectiveness Of Monetary Policy In Bangladesh, The journal Of Developing Areas, 2015, 49(02), 363-372.

- Apere, Thank God, Oyinpreye And Karimo, Tamarauntari, Moses, *Monetary Policy Effectiveness, Out Put Growth And Inflation In Nigeria*, International Journal Of Economics Finance and Management, 2014, 3(6), 301-307.
- Mishra, P.K, Mishra, U.S and Mishra, S.K, *Money, price and output: A causality test for India*, International Research Journal Of Finance And Economics, 2010, 53, 26-36.
- Ulke Volkan and Berument, *Effectiveness of Monetary Policy Under Different Levels Of Capital Flows An Emerging Economy: Turkey*, Applied Economics Letters, 2015, 22(06), 441-445.
- Friedman.M, Schwartz.A, *A Monetary History Of The United States 1867-1960*, Princeton University Press, USA, 1963.
- Were Maureen, Nyamongo, Esman, Kamau, Anne W, Sichei, Moses M, Wambua, Joseph, *Assessing The Effectiveness Of Monetary Policy In Kenya: Evidence From a Macroeconomic Model*, Economic Modeling, 2014, 37, 193-201.
- Erik Hjalmarsson and Osterholm, *Testing For Cointegration Using The Johansen Methodology When Variables*, are Near- Integrated, IMF, Working Paper, WP/07/141, 2007.
- Sulaiman . D.M, S. Khurram Arslan W, Irfan Lal, Adnan Hussain, *An Empirical Investigation Between Money Supply, Gouvernment Expenditure, Output and Prices: The Pakistan Evidence*, European Journal Of Economics, Finance and Administrative Science – Issue, 17(2009).
- Régis Bourbonnais, *Econométrie, Manuel et exercices corrigés*, 8 ème édition, Dunod, Paris, 2011.
- Régis Bourbonnais, Michel Terraza, *analyse des séries temporelles: application à l'économie et à la gestion*, 3 ème édition, Dunod, Paris, 2010.
- Peter C.B, Philips Pierre Perron, *Testing for a unit Root in time series regression*, Biométrie, Vol 75, N°02, 1988.
- Sandrine Lardic, Valérie Mignon, *économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Ed, Economica, Paris, 2002.