تقييم اداء السياسة النقدية في ضل تقلبات اسعار النفط في الاقتصاد الجزائري للفترة 2001 – 2015 باستخدام مقاربة اشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR

حسن **تشوكتش كبير**
hassentchoketch@yahoo.fr
مصطفى **بوشامة**
Boumut75@yahoo.fr

الملخص: تهدف هذه الدراسة الى تقييم اداء السياسة النقدية في ضل تقلبات اسعار النفط في الاقتصاد الجزائري للفترة الممتدة من 2001 الى 2015. للقيام بهذا تم تقدير نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR(3) على بيانات فصلية والاستعانة بتقنيتي دوال الاستجابة الدفعية وتفكيك مكونات التباين. اظهرت النتائج ان الصدمة الموجبة في اسعار النفط لها أثر معنوي موجب على فجوة الناتج، اما تأثيرها على معدل التضخم جاء موجب وغير معنوي احصائيا. بالنسبة للسياسة النقدية فعلى عكس الاهداف المعلنة من طرف السلطات النقدية، اظهرت النتائج فشل السياسة النقدية في التفاعل مع المتغيرات المستهدفة (معدل التضخم، فجوة الناتج) في حين انها سجلت استجابة موجبة ومعنوية للصدمة في اسعار النفط .هذه النتائج اثبتت بان اداء السياسة النقدية في الجزائر، خلال فترة الدراسة، تميز بفعالية محدودة في بلوغ النتائج المرجوة منه.

الكلمات المفتاحية :. صدمة اسعار النفط. السياسة النقدية، نموذج SVAR، الاقتصاد الجزائري

ABSTRACT:

This study aims to evaluate the performance of monetary policy under oil prices fluctuation for algerian economy in the period 2001 - 2015**.** To do this The model SVAR (3) has been estimated on quarterly data and used the impulse response function and the variance decomposition. The results showed that the positive oil price shock has a significant positive effect on output gap and positive non-statistical significant effect on inflation. For monetary policy, Unlike stated goals of the monetary authorities, the results showed the failure of monetary policy in the interaction with the target variables (inflation, output), while it's recorded a positive and significant response to the oil prices shock. These results proved that , durring the period of this study , the performance of monetary policy in Algeria, marked by limited effectiveness in reaching the desired results.

KEYWORDS: Oil prices shock, Monetary policy,SVAR model**,** Algerian economy **.**

1 - المقدمة :

كان ولا يزال دور النقود في النشاط الاقتصادي يمثل احد اهم النقاط التي اثارت جدلا واسعا بين مدارس الفكر في الاقتصاد الكلي ، كما عرفت الدراسات التطبيقية حول اهمية السياسة النقدية في العقديين الماضيين تطورا هاما و ذلك راجع حسب (2001) et al,

Jacobson, Tor [1] الى سببين رئيسيين **اولا** :تحرير الاسواق المالية ،ما سمح للبنوك المركزية بالاتجاه نحو عمليات السوق المفتوح اكثر منها نحو التدابير التنظيمية .**ثانيا** : اعتماد البنوك المركزية في العديد من الاقتصادات ،عند صياغة سياساتها النقدية ،على قواعد السياسات و الاهداف النقدية .

تلعب الطاقة بصفة عامة دورا هاما في الاقتصاد العالمي ، فبالرغم من التوجه في السنوات الاخيرة نحو مصادر الطاقة المتجددة لم يتضاءل دور النفط الى يومنا هذا ، وبالتالي يمكن لتقلبات اسعاره في الاسواق الدولية ان تأثر على المتغيرات الاقتصادية الكلية في الدول المصدرة للنفط وكذا الدول المستوردة له باعتباره أحد اهم مصادر الدخل في المجموعة الاولى و أبرز عنصر من عناصر العملية الانتاجية في المجموعة الثانية .هذه الاهمية المشتركة و المتناقضة في ان واحد جعلت من أسعار النفط أحد أكثر المتغيرات الاقتصادية تقلبا عبر الزمن و أصعبها تنبأ .على هذا الاساس ، قدم الاقتصاديون مجموعة من الابحاث[2] درسوا من خلالها اثر تغيرات أسعار النفط على النشاط الاقتصادي من خلال تحديد الاليات التي تنتقل من خلالها هذه الاثار و كذلك صياغة السياسات الاقتصادية الفعالة (السياستين المالية و النقدية) لكبح الاثار السلبية لمثل هذه الصدمات ، وجدت العديد من هذه الدراسات أن تغيرات اسعار النفط تمثل مصدر رئيسي من مصادر التقلبات الاقتصادية ، كما أنها ترفع من درجة ألا يقين حول الوضعية الاقتصادية الحالية و المستقبلية للعديد من الدول سواء كانت مستوردة او مصدرة لهذا المورد الهام .

باعتبار ان الاقتصاد الجزائري واحد من بين الاقتصادات النامية المصدرة للنفط فهو يتميز عموما بكبر حجم القطاع العام مقارنة بالقطاع الخاص، ذلك لاستحواذه المباشر على عائدات النفط، وبالتالي إنفاق هذه الايرادات تجعل من السلوك الحكومي (السياسة المالية) أحد أهم محددات النشاط الاقتصادي وعليه فأي ارتفاع أو انخفاض مؤقت في أسعار النفط يعمل على تباين في عائداته، ما يؤدي الى حدوث تقلبات في المتغيرات الاقتصادية الكلية. ضمن هذا الإطار تتجلى اهمية بنك الجزائر من خلال رسم سياسات نقدية تهدف اساسا الى حفاظ على استقراريه قيمة النقد وتسريع عملية النمو.

واجهت عملية ادارة السياسة النقدية لبنك الجزائر، في العقدين الماضيين، بعض التعقيدات كونها تعمل في بيئة اقتصادية تتميز بتبعية قوية لقطاع المحروقات. فالصدمة في اسعار المحروقات تميل الى احداث تذبذبات في مخزون النقود ما يشكل تحديا كبيرا لدى صناع السياسة لنقدية في الجزائر، وعليه يمكن القول ان التطورات الدولية لأسعار المحروقات عامة والنفط خاصة هي واحدة من اهم العوامل المؤثرة على البنك الجزائر في عملية ادارته للسياسة النقدية. انطلاقا مما سبق تبرز الاشكالية التالية:

كيف كان اداء السياسة النقدية في ضل تقلبات اسعار النفط في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 2001-2015 ؟ .

---

[1] Jacobson Tor ,et al, (2001) , A VAR Moedel For Monetary Policy Analysis in Small Open Economy ;Journal of Applied Econometrics ,2001,pages 487-520 .

[2] نجد مثلا بالنسبة للدول المستورة للنفط : Dotsey, M, and (1992)، Hamilton, J.D. . (1983) ,. اما بالنسبة للدول المصدرة للنفط نجد: Hooker, M(2002) .(1998) Huntington, H.، Max R BjØrnland, H (2000) Berument and Ceylan، (2004) , Olomola and Adejumo (2006) Oskoui and Mehrara, M (2007) , Allegret, J. P.و Benkhodja, M. T (2011) ، Benkhodj (2011) ، Mohsen M (2011) .

للإجابة على هذه الاشكالية سوف تقوم هذه الدراسة **أولا :** بتقييم اثر الصدمة النفطية كصدمة خارجية على أهم متغيرين في الاقتصاد الكلي و هما الفجوة في الناتج الحقيقي ومعدل التضخم .**ثانيا :** البحث في طبيعة تفاعل السياسة النقدية (الاستجابة و التأثير) مع اسعار النفط ، فجوة الناتج الحقيقي ومعدل التضخم . للقيام بهذا تم الاستعانة بمنهج اشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR المطور من قبل Blanchard و Watson (1984) [1] و Bernanke(1986)[2] حيث تعتبر هذه التقنية الأكثر ملائمة مقارنة بالنماذج التجميعية الاخرى بسبب مقدرتها على تمييز السلوك الديناميكي للنموذج ، و استخدام عدد محدود من القيود التي تفرضها معظم النظريات الاقتصادية . أحدث تطبيق هذه النماذج طفرة نوعية في مجال النمذجة الرياضية للظواهر الاقتصادية ،حيث أنها أعطت الدعم التجريبي للعديد من النظريات الاقتصادية.

تم تنظيم هذه الورقة البحثية الى ثلاث اجزاء خصص الجزء الاول لتقديم للإطار العام للسياسة النقدية في الجزائر ، أما الجزء الثاني تناول منهجية الدراسة و التحليل القياسي ، النتائج التطبيقية جاءت في الجزء الثالث و الاخير .

2 - الاطار العام للسياسة النقدية في الجزائر :

بدأت الجزائر عملية التخلي عن الاقتصاد الاشتراكي و التكريس لمبادئ اقتصاد السوق في بداية تسعينات القرن الماضي من خلال مجموعة من الاصلاحات الهيكلية و التي مست القطاع المصرفي بالدرجة الاولى وذلك بإسناد الدور الحاسم في ادارة السياسة النقدية الى بنك الجزائر ، وذلك عن طريق مجموعة من الادوات ، مباشرة و غير مباشرة ، للرقابة على النقد [3]. منذ ذلك الحين لا تزال ادارة السياسة النقدية في الجزائر تتميز بالتعقيد كونها تعمل في بيئة اقتصادية تتميز بتبعية قوية لقطاع المحروقات و الذي استحوذ على حوالي 30 % من الناتج المحلي لإجمالي و 60% من الايرادات الحكومية لسنة 2013 [4] ، على الرغم من ان هذه النسب ،كما هو موضح في الشكل رقم 01 ، هي أقل مقارنة مع معظم الدول المصدرة للنفط في شمال افريقيا والشرق الاوسط و حتى اسيا ، غير أن الناتج المحلي الاجمالي خارج قطاع المحروقات في الاقتصاد الجزائري يعتمد هو الاخر وبصفة كبيرة على عائدات النفط و التي تمثل مصدر هام لتمويل النفقات العمومية ،مثل : مشاريع البناء و التشييد و الاستهلاك العام ، كما تشكل حصة معتبرة من الناتج المحلي الاجمالي [5]. ضف الى ان الصدمة في اسعار النفط تميل الى احداث تذبذبات في مخزون النقود ، و عليه فان التطورات الدولية لأسعار المحروقات عامة والنفط خاصة هي الوحيدة القادرة على التأثير على البنك المركزي في عملية ادارته للسياسة النقدية .

الشكل رقم01 :أهمية قطاع المحروقات لعدد من الدول

---

[1] Blanchard, O.J., and M. W. Watson. (1984). Are business cycles all alike? In the American Business Cycle, Robert J. Gordon, ed., Chicago: University of Chicago Press, pp. 123-56.

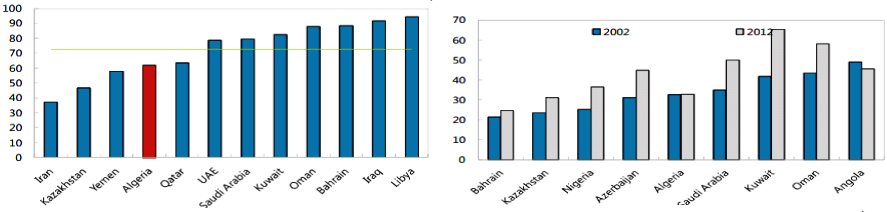
[2] Bernanke, B.S. (1986). Alternative explanation for money-income correlation. Carneqie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 25, pp. 49-98

[3] *IMF staff*: : Algeria : selected issues, IFM Report No :03/69 January 2003.p 20

[4] *IMF staff* : Algeria : selected issues, IFM Report No :14/348 December 2014.p 24.

[5] Loc. cit.

أ) قطاع المحروقات2002-2012 (GDP%) ب)عائدات قطاع المحروقات (%العائدات الحكومية) 2013 .



المصدر : IMF Country Report No: 14/342. (2014).P 24

يعتبر القانون رقم 90-10 المؤرخ في 14 أفريل 1990 المتعلقة بالنقد و القرض الارضية القانونية لعمليات بنك الجزائر ، حيث ومنذ ذلك التاريخ اصبحت هناك سياسة نقدية لها اهدافها و ادواتها ، في سنة 2003 ،وبعد ثلاث سنوات (2003/2002/2001) من استخدام النقد الاساسي كأهم اداة وسيطة للسياسة النقدية و التي تلت فترة استهداف صافي الاصول المحلية Net Domestic Assets في اطار برنامج التعديل الهيكلي[1] ، جاء الامر رقم 03-11 بتاريخ 26 اوت 2003 ليشكل بذلك الاطار الحالي للسياسة النقدية في الجزائر ، حيث تنص المادة 35 منه على ما يلي :" **تتمثل مهمة بنك الجزائر في ميادين النقد و القرض و الصرف في توفير افضل الشروط و الحفاظ عليها لنمو سريع للاقتصاد مع السهر على الاستقرار الداخلي و الخارجي للنقد** " [2] ، بعد هذا الامر اصبح من الممكن تحديد معدلات التضخم المستهدف ، حيث حدد بأقل من 3 بالمئة [3].

يتم تثبيت اهداف و ادوات تنفيذ السياسة النقدية في الجزائر من قبل مجلس النقد والقرض الذي يعتبر السلطة النقدية في البلد في حين يعهد تنفيذها الى بنك الجزائر و الذي يسهر على ضمان كل من الاستقرار الداخلي و الخارجي للعملة الوطنية [4]، وعليه تضمن الامر 10- 04 المؤرخ في 26 اوت 2010 المعدل والمتم للأمر رقم 03 -11 في مادته الثانية المعدلة للمادة 35 من الامر 03-11 استقرار الاسعار كهدف صريح للسياسة النقدية في الجزائر [5].

يمتلك بنك الجزائر ثلاث ادوات رئيسية لإدارة السياسة النقدية و هي : ادوات ادارة السيولة (الاحتياطي الالزامي و تسهيلات الايداع) ، اسعار الفائدة ، سعر الصرف ، فخلال عقد 2000s ،و ما ميزه من تزايد مستمر للسيولة ،اصبحت ادوات ادارة السيولة بمثابة الأدوات الرئيسية للسياسة النقدية ،كما انها عرفت تطورا ملفتا في تلك الفترة بحيث تم اضافة في افريل 2002 تسهيلات مزاد الايداع لمدة 7 ايام ثم في اوت 2005 تسهيلات مزاد الايداع لمدة 3 اشهر ، ليتم اضافة تسهيلات مزاد الايداع لمدة 6 اشهر في جانفي 2013 كرد فعل

---

[1] *IMF staff* : Algeria : selected issues, IFM Report No :14/34 , February 2014 .p 05.

[2] الامر رقم 03-11 مؤرخ في 27 جماى الثانية عام 1424 الموافق 26 اغشت 2003 يتعلق بالنقد والقرض

[3] بن سبع حمزة ، نذير ياسين(2014) : "استخدام نماذج اشعة الانحدارات الذاتية VAR لتقييم فعالية السياسة المالية و النقدية في معالجة مشكلة البطالة في الاقتصاد الجزائري " ، مجمع مداخلات الملتقى الدولي حول تقييم سياسات الاقلال من الفقر في الدول العربية في ضل العولمة ، جامعة الجزائر ، ص674 .

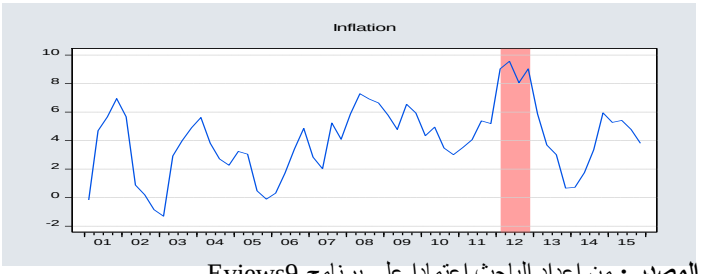
[4] Central Bank Papers on Monetary Policy Frameworks in the Arab Countries : AMF-BIS Working Party Meeting on Monetary Policy in the Arab Region Abu Dhabi - United Arab Emirates 25-26th, November 2015

[5] انظر المادة 02 من الامر 10 – 04 المؤرخ في 26 اوت 2010 المعدل و المتمم للامر رقم 03-11 مؤرخ في 27 جمادى الثانية عام 1424 الموافق 26 اغشت 2003 يتعلق بالنقد والقرض .

على ارتفاعات الحادة في معدل التضخم سنة 2012 اضافة الى هذا فان بنك الجزائر استمر في استخدام الاحتياطي الالزامي منذ سنة 2004 . اما فيما يخص اسعار الفائدة فان غياب الحاجة الى اعادة التمويل في النظام المصرفي ككل ، ادى ببنك الجزائر الى التخلى عن معدل الخصم كأداة للسياسة النقدية .هذا و يستطيع بنك الجزائر كذلك استخدام سعر الصرف الاسمي كأداة للسياسة النقدية من خلال التدخل في سوق الصرف الاجنبي تبعا للتغيرات في الظروف الاقتصادية ، فهو يستخدم للحفاظ على تنافسية المنتجات المحلية غير انه عادة ما يلجا اليه لاحتواء الضغوط التضخمية [1].

ان التراكم السريع لصافي الاصول الاجنبية ، المقابل الرئيسي للكتلة النقدية M2 في الجزائر ، نتيجة الزيادة في حجم و قيمة صادرات المحروقات خلال عقد 2000s وما رافقه من زيادة في حجم الانفاق الحكومي(برامج دعم الانعاش والنمو الاقتصادي) ، ادى الى نمو سريع في السيولة لدى البنوك ما استوجب من بنك الجزائر التوجه ، في ضل الانخفاض التدريجي في حجم المعاملات في سوق مابين البنوك الى ستة معاملات خلال 2012 مقابل ما متوسطه 184 معاملة في الفترة من 2007 الى 2011 ، نحو تطوير و استخدام ادوات امتصاص السيولة بدلا من اسعار الفائدة لاحتواء فائض السيولة في النظام المصرفي[2]. حيث وبالاعتماد على هذه الاستراتيجية ، الى جانب الرقابة على الاسعار و الاستقرار النسبي لمعدلات الصرف ، تمكنت السياسة النقدية في الجزائر من الابقاء على معدل التضخم تحت السيطرة في حدود ما متوسطه 4 % الى غاية عام 2012 [3] .خلال هذه الفترة ، استخدم بنك الجزائر العديد من التدابير لامتصاص فائض السيولة في القطاع المصرفي حيث قام بـ : 1) زيادة مبلغ مزادات الايداع ، 2) زيادة اسعار الفائدة عدة مرات ، 3) اطالة اجال استحقاق جزء كبير من مزادات الايداع ، من اسبوع الى ثلاثة اشهر في جويلية 2005 ، 4) تسهيلات الايداع لليلة الواحدة فى سبتمبر 2005 [4].

الشكل رقم 02 : تطور معدل التضخم للفترة 2001 – 2015 .



المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews9 .

غير ان الزيادة في حجم الانفاق الحكومي ما بين 2009 و 2013 نتيجة ارتفاع في ايرادات المحروقات الى جانب تردد بنك الجزائر في رفع اسعار الفائدة ، ارتفع مستوى التضخم في

[1] *IMF staff* : Algeria : selected issues, IFM Report No :14/34 , February 2014 .p 05.
[2] ibid p 03.
[3] Loc. cit.
[4] IMF staff: Algeria : selected issues, IFM Report No :13/48 February 2013.p 22 .

اوائل سنة 2012 ،كما هو موضح في الشكل رقم 02 ، الى اعلى مستوى له منذ 15 سنة ليصل الى 9.5 % مسجلا فجوة كبيرة بينه وبين معدلات التضخم لدى الشركاء التجاريين للجزائر ، ومشكلا بذلك مصدر قلق حقيقي للسلطات النقدية في البلد .استجابة لهذا الوضع ، كان لتدخل السلطة النقدية خلال الربع الثالث و الرابع لسنة 2012 ، عن طريق الرفع من نسبة الاحتياطي الالزامي على الودائع من 9 % الى 11 % و توسيع استرجاع السيولة الى 250 مليار دج اي بزيادة قدرت بـ: 23 % ، الاثر في احتواء فائض السيولة في النظام المصرفي [1]. ساهمت هذه الاجراءات ،اضافة الى ضعف معدل التضخم المستورد نتيجة استقرار الاسعار الدولية و ضبط اوضاع المالية العامة فيما بعد ، في كبح جماح التضخم و ابقائه تحت السيطرة

3 - منهجية الدراسة و التحليل القياسي

تهدف هذه الدراسة كمرحلة اولى الى تتبع اثر الصدمة النفطية على اهم متغيرين في الاقتصاد الكلي وهما فجوة الناتج و معدل التضخم ، ثم كمرحلة ثانية ،تقييم درجة تفاعل السياسة النقدية مع تقلبات اسعار النفط ،التضخم و فجوة الناتج. للقيام بذلك تم استخدام بيانات فصلية للفترة الممتدة من 2001 الى 2015 لأربعة متغيرات اقتصادية وهي : اسعار النفط (البرنت) ($oilp_hi_t$) معبر عنها بمؤشر هاميلتون Hamilton Index (HI) ، فجوة الناتج الحقيقي ($hprgdp_t$) ، معدل التضخم مقاس على اساس التغير في المستوى العام لأسعار الاستهلاك (inf_t)، الكتلة النقدية بمفهومها الواسع (mp_m2_t) كمتغير يعكس السياسة النقدية[2] ، للحصول على هذه البيانات تم الاعتماد على احصاءات المالية الدولية IFS و افاق الاقتصاد العالمي WEO للصندوق النقد الدولي و الموقع الالكتروني لبنك الفيديرالي St. Louis [3]

يستند اختيارنا لنماذج SVAR الى كونها التقنية الانسب لبلوغ هدف الدراسة ، بحيث تسمح لنا بمحاكاة اثر الصدمات على المتغيرات الاقتصادية الكلية هذا و تمتاز بمرونة عالية مقارنة مع النماذج التجميعية الأخرى. يمكن النظر لنماذج اشعة الانحدار الذاتي VAR ، والتي طورها لأول مرة الاقتصادي Sims سنة 1980 [4] ،على انها نظام معادلاتي يتم من خلاله معالجة المتغيرات الاقتصادية بشكل متناظر ، بحيث تفسر كل متغيرة من النظام عن طريق قيمها السابقة والقيم السابقة للمتغيرات الاخرى ، غير ان افتقادها الى أسس النظرية الاقتصادية كان احد اهم عيوب هذه النماذج [5] ، استجابة لذلك طور Blanchard و Watson (1984) و Bernanke(1986) منهج يعرف باسم اشعة الانحدار الذاتي الهيكلية

---

[1] Loc. cit.

[2] غالبا ما تستخدم معدلات الفائدة الاسمية كمتغيرات تعكس السياسة النقدية غير انه في حالة الجزائر فان معدلات الفائدة الاسمية تميزت بالثبات و لفترة زمنية طويلة و عليه تم استبدالها بمتغيرة الكتلة النقدية بمفهومها الواسع M2 .

[3] https://fred.stlouisfed.org

[4] Sims, C.A. 1980. "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*. Vol. 48, N. 1, pp. 1-48.

[5] Cooley, T., and S. LeRoy. 1985. A theoretical measurements: A critique. Journal of Monetary Economics. Vol. 16, pp. 283-308.

SVAR اين اصبح بالإمكان دمج الهيكل الاقتصادي في تقدير و تفسير نماذج VAR التقليدية . تكتب الصيغة العامة لنماذج (SVAR) على النحو الموالي [1]:

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

حيث : Y_t يمثل $(n * 1)$ شعاع المتغيرات الاقتصادية قيد الدراسة كما يلي :

$$Y_t = [oilp_hi_t, hprgdp_t, inf_t, mp_m2_t]$$

ε_t : تمثل $(n * 1)$ شعاع الصدمات العشوائية الغير مرتبطة ذاتيا ، اي ان: $E(\varepsilon_t) = 0$ ، $COV(\varepsilon_t) = \Omega_S$ ، Ω_S هي مصفوفة قطرية ،ونكتب :

$$\varepsilon_t = \left[\varepsilon_t^{oilp_hi}, \varepsilon_t^{rgdp}, \varepsilon_t^{inf}, \varepsilon_t^{mp_m2}\right]$$

p: تمثل عدد الابطاءات في النموذج و التي تحدد عادت بالاستناد الى معياري (AIC) و (SIC) ، تمثل عناصر مصفوفات $A_p \ldots A_1 \; A_0$، معالم الهيكلية للنموذج .

تعكس عناصر المصفوفة A_0 العلاقات المتزامنة ما بين المتغيرات الداخلية في النموذج ، لذلك وجب دراستها بعناية ،بحيث سوف نرى كيف ان لهذه المصفوفة اهمية بالغة في عملية التعريف (identification process) او ما يعرف بتقيد النموذج . المشكلة الاساسية التي تواجه نماذج (SVAR) غالبا هي عدم امكانية تقدير النظام المعبر عنه بالمعادلة رقم (1) مباشرة و اشتقاق القيم الحقيقية لـعناصر المصفوفات $A_p \ldots A_1 \; A_0$ ، حيث ان المعلومات المتضمنة في البيانات غير كافية لذلك ، و عليه وجب الاستعانة بالقيود التعريفية . تأخذ عناصر المصفوفات $A_p \ldots A_1 \; _0$ عدد لا نهائي من القيم جميعها لها نفس التوزيع الاحتمالي للبيانات الملاحظة مما يجعل من المستحيل التعرف على القيم الحقيقية لـ : A_0 $A_p \ldots A_1$ فقط بالاعتماد على البيانات ، لذلك تسمى بالمعالم مجهولة الهوية (unidentified parameters).[2] لمعالجة هذا القصور لابد من الانتقال من الشكل الهيكلي (structural-form) لنماذج SVAR الى الشكل المختزل (redused-form) وذلك بضرب طرفي المعادلة رقم (1) من اليسار بالمصفوفة A_0^{-1} كما يلي :

$$\overbrace{A_0^{-1}A_0}^{I} Y_t = \overbrace{A_0^{-1}A_1}^{G_1} Y_{t-1} + \cdots + \overbrace{A_0^{-1}A_p}^{G_p} Y_{t-p} + A_0^{-1}\varepsilon_t$$

لنحصل على الصيغة المختزلة :

$$Y_t = G_1 Y_{t-1} + \cdots + G_p Y_{t-p} + e_t \qquad (02)$$

---

[1] يمكن كتابة SVAR كذلك بالصيغة التالية : $A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + B\eta_t$ ، حيث $E(\eta_t^2) = 1$ يتم اختيار المصفوفة A_0 و B لالتقاط التفاعلات المتزامنة فيما بين عناصر المصفوفة Y مع الانحرافات المعيارية للصدمات العشوائية ، في الحقيقة يعتمد برنامج EViews هذه الصيغة في كتابته لنماذج SVAR فقط مع استبدال η_t بـ u_t .

[2] Jan Gottschalk(2001) ; An Introduction into the SVAR Methodology:Identification , Interpretation and Limitations of SVAR models, *Kiel Institute of World Economics*, Germany ,Working Paper No 1072 ,.p 02 .

حيث : $e_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$. وتمثل شعاع البواقي القانونية (canonical resudials) للنموذج :

$$e_t = \left[e_t^{oilp_hi}, e_t^{rgdp}, e_t^{inf}, e_t^{mp_m2}\right]$$

من المفترض ان تكون e_t ضجيج ابيض ، لكن غالبا ما تكون غير مستقلة عن بعضها البعض بسبب الاثر المتزامن بين المتغيرات الداخلية للنموذج [1] ، وعليه وجب تفكيك البواقي القانونية الى صدمات مستقلة[2] . تكمن اهمية هذا الاجراء عند تحليل دوال الاستجابة للصدمات ،حيث تستخدم هذه الاخيرة لمعرفة اثر الصدمة في متغير ما على بقية متغيرات النموذج مع افتراض ثبات الصدمات في المتغيرات الاخرى ،فإذا كانت البواقي القانونية مرتبطة فيما بينها تصبح الصدمات الهيكلية كذلك مرتبطة و بالتالي فان فكرة عزل اثر الصدمة عن اثر بقية الصدمات تصبح غير قابلة للتطبيق ، و الحل هو كتابة البواقي القانونية على شكل تركيبة خطية من الصدمات الهيكلية [3].

1.3 تعريف النموذج

تنطوي عملية تقييد النموذج على وصف الكيفية التي يعمل بها الاقتصاد الكلي وتبيان الشروط التي تمكن من التمييز ما بين الصدمات الهيكلية [4]. هناك ثلاث انواع لعملية تقييد نماذج SVAR وهي :

- جعل النظام SVAR نظاما تكراريا [5].
- فرض قيود معلمية على المصفوفة A_0 .
- فرض قيود معلمية على الاستجابات الدفعية للصدمات ε_t.

سوف تعتمد هذه الدراسة على النوع الاول و الذي يعتبر ابسط طريقة و اوسعها استخداما لتعريف النماذج SVAR. تماشيا و خصائص الاقتصاد الجزائري ووفقا لما تمليه النظرية

---

[1] Huson Joher Ali Ahmed n, I.K.M. Mokhtarul Wadud (2011) "Role of oil price shocks on macroeconomic activities: An SVAR approach to the Malaysian economy and monetary responses "Energy Policy 39 (2011) 8062–8069

[2] هناك مقاربتين لتفكيك البواقي e_t و هما : 1- تجزئة القيم المنفردة (The singular value decomposition) 2 - تفكيك Cholesky ، (The Cholesky decomposition) لمزيد من التفاصيل : انظر :

[2] S. Ouliaris1, A.R. Pagan2 and J. Restrepo M ; Quantitative Macroeconomic Modeling with Structural Vector Autoregressions : An EViews Implementation " September 19, 2016; http://www.eviews.com/StructVAR/structvar.pdf . .

[3]The stata Blog, David Schenck Statistics 20 September 2016 http://blog.stata.com/2016/09/20/structural-vector-autoregression-models/

[4] تتم عملية تقييد او تعريف النموذج SVAR بفرض قيود على المصفوفة A_0 بحيث لابد ان يتساوى العدد الادنى للقيود مع الفرق ما بين المعالم المجهولة $(A_0 \cdot A_1 .. A_p)$ و المعالم المعلومة $(G_0 .. A_0)$في النموذج ، ليكن n عدد متغيرات النموذج : **العالم المجهولة** : لما يأخذ قطر المصفوفة A قيم الواحد تصبح A تملك $(n^2 - n + n = n^2)$ عنصر اضافة الى n تباين مجهول وعليه يصبح المجموع هو : $(n^2 - n)$ **المعالم المعلومة** : تسمح عملية التقدير بالحصول على $(n^2 + n)/2$ عنصر متضمنة في مصفوفة التباين والتباين المشترك $Ee_t e_t'$ هذا يعني فرض عدد $n^2 - (n^2 + n)/2$.

[5] اقترح لأول مرة من قبل Wold (1951) كطريقة SVAR لتعريف معالم المعادلات الهيكلية .

الاقتصادية واستنادا كذلك الى المقاربة التكرارية لـ: sims (1992)[1] فان النظام التكراري SVAR المقترح في هذه الدراسة يمكن كتابته على الشكل المصفوفاتي كمايلي [2] :

$$\begin{bmatrix} oilp_hi_t \\ hprgdp_t \\ inf_t \\ mp_m2_t \end{bmatrix} = \overbrace{\overbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -a_{21}^0 & 1 & 0 & 0 \\ -a_{31}^0 & -a_{32}^0 & 1 & 0 \\ -a_{41}^0 & -a_{42}^0 & -a_{43}^0 & 1 \end{bmatrix}}^{A_0^{-1}} \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 & a_{13}^1 & a_{14}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 & a_{23}^1 & a_{24}^1 \\ a_{31}^1 & a_{32}^1 & a_{33}^1 & a_{34}^1 \\ a_{41}^1 & a_{42}^1 & a_{43}^1 & a_{44}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} oilp_hi_{t-1} \\ hprgdp_t \\ inf_{t-1} \\ mp_m2_{t-1} \end{bmatrix} + \overbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -a_{21}^0 & 1 & 0 & 0 \\ -a_{31}^0 & -a_{32}^0 & 1 & 0 \\ -a_{41}^0 & -a_{42}^0 & -a_{43}^0 & 1 \end{bmatrix}}^{A_0^{-1}} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{oilp_hi} \\ \varepsilon_t^{hprgdp} \\ \varepsilon_t^{inf} \\ \varepsilon_t^{pm_m2} \end{bmatrix}}^{e_t}}^{G_1}$$

(3)

فكما هو موضح في النظام رقم 03 فقد تم افتراض ما يلي :

السطر الاول يمثل صدمة خارجية متمثلة في صدمة اسعار النفط . كما هو معلوم فان الاقتصاد الجزائري ديناميكي منفتح على العالم الخارجي وله تأثير ضئيل جدا على حركة اسعار النفط في الاسواق العالمية ضف الى ذلك درجة التبعية الكبيرة لقطاع المحروقات ، و عليه تم افتراض عدم وجود اثر متزامن لمتغيرات النموذج على اسعار النفط في حين تأثر الصدمة في هذه الاخيرة على جميع متغيرات النموذج . **السطر الثاني** يظهر بان الفجوة في الناتج الحقيقي تتأثر فقط بأسعار النفط . فباعتبار ان الاقتصاد الجزائري يقع ضمن الاقتصادات النامية المصدرة للنفط ، حيث تمثل صادرات النفط اكثر من 95 %من اجمالي الصادرات والتي تعتبر المورد الأساسي للعملة الصعبة ، إضافة الى ان أكثر من 60% من الإيرادات المحلية للميزانية العامة ، مصدرها الأرباح التي تجنيها الحكومة من صادرات النفط والغاز . عموما يمكن القول بان هناك علاقة طردية مابين اسعار النفط و معدل التبادل التجاري فالصدمة الموجبة في اسعار النفط من شانها احداث توسع في الاقتصاد المحلي وبالتالى الزيادة في الناتج الحقيقي . **السطر الثالث** من النظام رقم 03 يدل على ان مستوى التضخم يتأثر ، في نفس الفترة الزمنية ، بتقلبات اسعار النفط و الفجوة في الناتج

[1] Sims, Christopher A., 1992. "Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy," European Economic Review, Elsevier, vol. 36(5) pages 975-1000,June .

[2] تم اخذ نظام SVAR (1) للتبسيط فقط .

الحقيقي . فبالرجوع الى عدد من الدراسات [1] اهتمت كلها بأثر تقلبات اسعار النفط على معدلات التضخم للدول المصدرة للنفط وجد Tural Karimli et .al (2016)[2] عموما ان هناك قناتين تأثير **الاولى** ذات طبيعة مالية تعمل من خلال الانفاق الحكومي وبتمويل من عائدات النفط . بمعنى ان زيادة عائدات النفط نتيجة الارتفاع في اسعاره سوف يحسن من ايرادات العامة للدولة ما يجعلها كثر استعدادًا للإنفاق رافعةً بذلك مستوى الطلب الكلى و محدثةً ضغطا تضخميا في البلد ، و**الثانية** تسمى بقناة التكلفة والتي تعمل من خلال اسعار السلع والخدمات المستوردة . من جهة اخرى فان تأثير الناتج الحقيقي على معدل التضخم يجد اسسه النظرية في النموذج النيوكنزي و بالتحديد في منحنى فليبس النيوكنزي الذي يؤكد على العلاقة ما بين النشاط الحقيقي، معبرا عنه بالتكلفة الوحدوية للعمل او بالفجوة في الناتج ،و معدلات التضخم. **السطر الرابع** يشير الى وجود قاعدة للسياسة النقدية تسمح للسلطات النقدية من خلالها بالاستجابة الانية للصدمة الخارجية المنبثقة عن تغيرات اسعار النفط ، صدمة في فجوة الناتج و صدمة في معدل التضخم .

ضمن هذا الاطار تبرز اهمية الحد e_t ،في النظام رقم 03،في ترجمة تقلبات النظام الديناميكي المدروس. تجدر الاشارة الى ضرورة التفرقة ما بين الصدمات الهيكلية و البواقي القانونية حيث تمثل هذه الاخيرة الجزء الغير متوقع الذي يأخذ بعين الاعتبار المعلومات المتأتية من الحقائق الماضية لمتغيرات الداخلية للنموذج [3]،وعليه يمكن تفسير البواقي القانونية للنموذج المدروس على انها دالة خطية لأربع صدمات هيكلية و هي : صدمة في اسعار النفط ($\varepsilon_t^{oilp_hi}$) صدمة في فجوة الناتج (ε_t^{hprgdp}) صدمة في معدل التضخم (ε_t^{inf}) صدمة في السياسة النقدية ($\varepsilon_t^{pm_m2}$) .

2.3 دوال الاستجابة الدفعية و تفكيك مكونات التباين [4] :

بهدف تحليل أثر الصدمات الغير المتوقعة على المتغيرات الاقتصادية الكلية بطريقة مناسبة وأكثر شمولية ،إقترح Sims(1990) استعمال دوال الاستجابة النبضية IRFs و تفكيك مكونات تباين توقع الخطأ FEVDs بحيث يتم اشتقاقهما من تمثيل المتوسط المتحرك للنموذج SVAR كما يلي :

$$Y_t = constant + H_t(l)e_t \,. \qquad (4)$$

$$H(l) = I + H_1^l + H_2^l + \cdots. \qquad (5)$$

تمثل المصفوفة H معالم تمثيل المتوسط المتحرك ، تعبر عناصرها عن استجابة المتغيرة i لصدمة في المتغيرة j ، و بالتالي يمكن استخدام دوال الاستجابة كأداة فعالة لتحليل السلوك

---

[1] انظر : Mehrara و Oskui (2006)، Katsuya Ito (2008)، Markwardt (2009) ، Adeniyi و اخرون(2012) ، Gronwald و اخرون، Farzanegan .

[2] Tural Karimli ,et .al (2016) ; Oil Price Pass-Through into Inflation: The Evidence from Oil Exporting Countries , Central Bank of the Republic of Azerbaijan Working Paper No. IHEIDWP01-2016 p 06 . .

[3] شيبي. ع ، بن ب وزيان. م، و شكوري. س، "الآثار الاقتصادية الكليّة لصدمات السياسة الماليّة بالجزائر: دراسة تطبيقيه منتدى ى البحوث الاقتصادية، ورقة عمل رقم625 .مصر ص 09 .

[4] Eltony, M., N (2001) ; Oil Price fluctuations and their Impact on the Macroeconomic Variables of Kuwait: A Case Study Using VAR Model for Kuwait‖. Arab Planning Institute (API), Working Paper number 9908.

الديناميكي للمتغيرات الاقتصادية ،هذا لأنها توضح ردة فعل جميع المتغيرات في النموذج الناتجة عن حدوث صدمة في متغير واحد .

توقع الخطأ هو الاخر له أهمية كبيرة في تحليل أثر الصدمات على المتغيرات الاقتصادية فهو يمثل مدى مساهمة الصدمة في احداث التباين لهذه المتغيرات و بالتالي يمكن ترجمتها على أنها ذلك الجزء من التباين المستعمل في عملية التنبؤ لكل متغيرة في نموذج.SVAR.

4 -**النتائج التطبيقية :** كأول خطوة لابد من التطرق اليها في الجانب التطبيقي لهذه الدراسة هي عملية و صف و اعداد البيانات ، كما تمت الاشارة اليه في الجزء السابق فلقد تم استخدام بيانات فصلية ، و المعلوم ان الاقتصاد الجزائري كباقي الاقتصادات النامية يتميز بمحدودية في وفرة البيانات وخاصة الفصلية منها و هذا ما وقفنا عليه بالنسبة لمتغيرة الناتج الداخلي الخام الحقيقي $\mathbf{rgdp_t}$، ما ادى بنا الى الاستعانة بطريقة Chow et Lin (1971)[1] لتحويل بيانات السلسلة الزمنية من بيانات سنوية الى فصلية .

لتقدير متغيرة فجوة الناتج $\mathbf{hprgdp_t}$ و التي تمثل انحراف الناتج عن مستواه الكامن (اي الاتجاه العام للناتج الطبيعي)،تم تطبيق مصفاة The Hodrick–Prescott (HP) filter (1997) [2] على سلسلة الناتج الداخلي الخام الحقيقي $\mathbf{rgdp_t}$ ، كما هو موضح في الشكل ادناه :

الشكل رقم 03: استخراج سلسلة المكون الدوري $\mathbf{hprgdp_t}$ لسلسلة الناتج الحقيقي $\mathbf{rgdp_t}$.

المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews9 .

يستلزم التنويه الى ان الفجوة المستنتجة عن طريق هذه المصفاة تكون مستقرة.

اما بالنسبة لمتغيرة اسعار النفط تم الاستعانة بالمؤشر الذي اقترحه Hamilton سنة (1996) كمقياس لزيادة الصافية في اسعار النفط و يحسب على النحو لتالي :

$$\mathbf{oilp_hi_t} = \{(\mathbf{oilp_t} - \mathbf{maxoilp}) > 0, (\mathbf{oilp_t} - \mathbf{maxoilp}) \leq 0\}$$

---

[1] حسب هذه الطريقة فإن أحسن تقدير خطي، من النوع $Y = \beta X + u$، للمتغيرات الفصلية يحسب بالمعادلة التالية: $\hat{\beta} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}Y$ ، حيث $V = CVC$ و V هي مصفوفة التغاير (covariance) للسلسلة السنوية Y و C مصفوفة تحويل البيانات السنوية إلى بيانات فصلية. لمزيد من التفاصيل انظر:

Chow, G. C. and A. Lin (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series. Review of Economics and Statistics, 53, pp. 372–5.

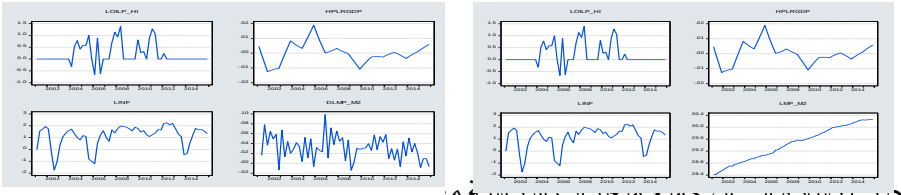
[2] تعتبر من بين افضل الاساليب الاحصائية لإزالة المكون الدوري و تعديل حساسية مركبة الاتجاه العام للتقلبات قصيرة الاجل للسلسلة الزمنية في الاقتصاد الكلي . ضف الى أنها تتمتع بخصائص إحصائية مرضية. كاستقرارية الفجوة المستنتجة عن طريق هذه المصفاة.

حيث : $oilp_t$ تمثل اسعار النفط الجارية ، maxoilp تمثل السعر الاقصى للنفط المسجل في اخر اربعة فصول .

يبين الشكل رقم 04 التمثيل البياني للمتغيرات الفصلية بحسب السلسلة .

الشكل رقم 04: تطور بيانات السلاسل الزمنية .

أ- عند المستوى **ب-** بعد اخذ الفروق الاولى



تجدر الاشارة الى ان جميع متغيرات الدراسة تجبر [illegible] .

(أ) من الشكل رقم 04 بأنه لا يمكن الجزم باستقرارية السلاسل الزمنية من عدمه باستثناء السلسة $hprgdp_t$ فهي مستقرة باعتبارها ناتجة عن مصفاة (HP)، عليه تمت الاستعانة بأشهر اختباري جذور الوحدة وهما اختبار Augmented Dickey Fuller (ADF) و phillips – perron (PP) و كانت النتائج على النحو الذي يوضحه الجدول رقم : 02 .

الجدول رقم 02 : نتائج اختبار جذر الوحدة ADF و PP

المتغيرات	ADF		PP	
	عند المستوى	الفروق الاولى	عند المستوى	الفروق الاولى
loilp_hi	-5.128214***	----------	-5.135125***	----------
linf	- 4.40622***	----------	-3.325660 **	----------
lmp_m2	-1.64406	-2.999906 **	-2.251382	-8.78541***

(***) معنوية عند مستوى 1 % .

(**) معنوية عند مستوى 5 % .

المصدر : من اعداد الباحث بالاستعانة بـ: Eviews9.

خلصت النتائج الى استقرارية كل من سلسلة ($linf_t$) و ($loilp_hi_t$) عند المستوى ، اما بالنسبة لسلسلة (lmp_m2_t) فلقد استقرت بعد اخذ الفرق الاول . يتطلب تقدير نماذج SVAR تحديد عدد الفجوات الزمنية المناسبة ،و بالتالي تم اختيار ثلاث فجوات زمنية استنادا الى مجموعة من المعايير أشهرها معياري AIC و SIC ،حيث أن أحسن نموذج هو الذي يعطي اقل قيمة لها، (انظر الجدول رقم 03). بعد تحديد الفجوات الزمنية تم تقدير الشكل المختصر للنموذج (3) SVAR والمحدد بالمعادلة رقم (02) اعلاه باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS. يستلزم التذكير هنا ،ان الهدف من استخدام النماذج SVAR هو دراسة التفاعلات ما بين المتغيرات الاقتصادية من خلال تتبع اثر الصدمات العشوائية على المتغيرات الداخلية في النموذج

الجدول رقم 03 : اختيار الفجوات الزمنية (الابطاءات)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	224.1396	NA	3.38e-09	-8.153317	-8.005985	-8.096497
1	309.6637	155.2105	2.58e-10	-10.72828	-9.991624	-10.44418
2	350.5684	68.17456	1.04e-10	-11.65068	**-10.32469***	-11.13930
3	373.4249	**34.70793***	**8.26e-11***	**-11.90462***	-9.989306	**-11.16596***
4	387.1118	18.75623	9.45e-11	-11.81896	-9.314310	-10.85301

ndicates lag order selected by the criterion

المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews9

بالاستعانة بدوال الاستجابة الدفعية و تفكيك مكونات التباين و عليه فانه ليس من الضروري استعراض المعالم المقدرة . حتي يتم الاعتماد على نتائج التقدير و التأكد من صلاحية تقنيتي دوال الاستجابة الدفعية وتفكيك مكونات تباين الخطأ المتوقع تم اخضاع النموذج المقدر الى ثلاث اختبارات تشخيصية اثنين منها خاصة بالبواقي ونخص بالذكر اختبار التسلسل الخطي للبواقي و اختبار عدم ثبات التباين ، اما الاختبار الثالث فهو خاص باستقرارية المعالم الهيكلية لنموذج. من الجدولين رقم 04 و 05 و الشكل رقم 04 ادناه ،نستنتج عدم وجود ارتباط تسلسلي في بواقي النموذج ، كما انها لا تعاني من عدم ثبات التباين، اضافة الى ان المعالم الهيكلية للنموذج تحقق شروط الاستقرار على طول فترة الدراسة .

الجدول رقم 04: اختبار LM **الجدول رقم 05:** اختبار White

VAR Residual Heteroskedasticity Tests:) No Cross Terms (only levels and squares

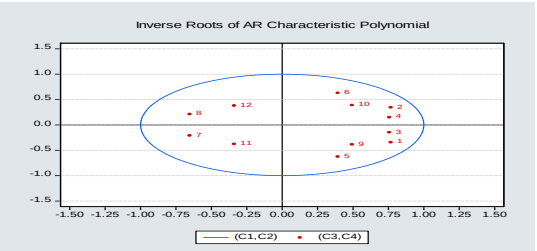
Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
240.9041	240	0.4714

VAR Residual Serial Correlation LM Tes Null Hypothesis: no serial correlation at l order h

Lags	LM-Stat	Prob
1	15.94950	0.4565
2	18.12659	0.3165
3	9.706395	0.9102
4	22.08147	0.1406

الشكل رقم 04 : اختبار Inverse Roots of AR Polynomial لـ SVAR(3).



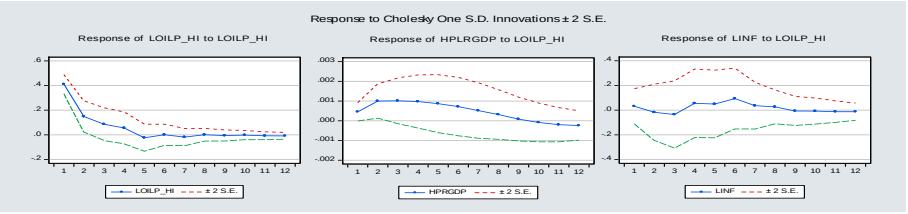
المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على Eviews9

أ اثر الصدمة في اسعار النفط : يمثل الشكل رقم 05 والجدول رقم 05 نتائج تقدير دوال الاستجابة الدفعية [1] و تفكيك مكونات تباين الخطأ على التوالي للنموذج SVAR (3). فكما كان متوقع تحدث صدمة موجبة بمقدار انحراف معياري واحد في اسعار النفط زيادة معنوية في فجوة الناتج الحقيقي بنسبة ضئيلة تقدرت بـ : 0.001% في المدى القصير لتنخفض فيما بعد لتسجل قيم سالبة على المدى البعيد ، جاءت هذه النتيجة لتتوافق مع عدد من الدراسات نذكر منها: Dibooglu and Aleisa (2004) ، (Markwardt ، Farzanegan & ، (2007M.mehrara ,KN.oskoui M. Mehrara and M. Mohaghegh ، (2010) Berument et al. ،(2009)

[1] تكون دوال الاستجابة الدفعية غير معنوية احصائيا اذا كان الخط الافقي الذي يوافق القيمة " 0 " يقع ضمن مجال الثقة عند مستوى 95 % ، المحدود بالخطيين المتقطعين الاحمر والأخضر ،على طول فترة الاستجابة .

(2011)و التي اثبتت جميعها الاثر الايجابي للصدمة النفطية على الناتج الحقيقي في الدول المصدرة للنفط. هذا وتساهم الصدمة في اسعار النفط بما متوسطه 11% فقط من التقلبات في الناتج الحقيقي هذا على المدى القصير (04 فصول) ،لتصل الى حوالى 13 % على المدى البعيد(12 فصل) .

الشكل رقم 05 : استجابة كل من اسعار النفط ، فجوة الناتج ، و معدل التضخم لصدمة في اسعار النفط .



المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews9.

نفس الصدمة تحدث زيادة ،لكنها غير معنوية احصائيا ،في معدل التضخم ابتداءً من الفصل الرابع الى غاية الفصل الثامن بنسب متفاوتة بلغت اعلاها 0.09 % في الفصل السادس ، علاوة على ذلك فهي تساهم في تباين معدل التضخم بحوالي 0.34 % على المدى القصير لترتفع على المدى الطويل الى 1.57 %. هذه النتيجة جاءت مفاجئة خاصة وان عدد كبير من الدراسات اثبتت الاثر الايجابي و المعنوي للصدمة النفطية على معدل التضخم في الدول المصدرة للنفط مثل الجزائر . فحين سجلت اسعار النفط استجابة معنوية ،هي الاكبر مقارنة مع المتغيرتين السابقتين ، لصدمتها الذاتية والتي قدرت بـ: 0.41 % هذا في الفصل الاول بعد الصدمة لتتراجع خلال الزمن لتقارب 0.06 % في الفصل الرابع ، كما شكلت هذه الصدمة ما نسبته 100% من تقلبات اسعار النفط في الفصل الاول ثم تنخفض على المدى البعيد لتقارب 81.12 % . تأكد هذه النتيجة على فرضية ان الصدمة في اسعار النفط هي خارجية و ان الاقتصاد الجزائري ليس بالحجم الكافي ليؤثر على تطورات اسعار النفط في الاسواق العالمية .

الجدول رقم 05 : تفكيك مكونات تباين الخطأ المتوقع

Variance Decomposition of LOILP_HI

Period	S.E.	LOILP_HI	HPLRGDP	LINF	DLMP_M2
1	0.410820	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
4	0.489823	83.86999	8.657778	1.596561	5.875666
12	0.499398	81.12544	9.557230	3.340617	5.976715

Variance Decomposition of HPLRGDP:

1	0.001771	6.518085	93.48191	0.000000	0.000000
4	0.004949	12.92982	85.97820	0.757918	0.334063
12	0.006072	13.30637	70.89313	14.98526	0.815238

Variance Decomposition of LINF:

1	0.533536	0.346792	0.007223	99.64599	0.000000
4	1.013292	0.549721	5.906478	90.46408	3.079720
12	1.045918	1.757838	6.565617	86.30997	5.366576

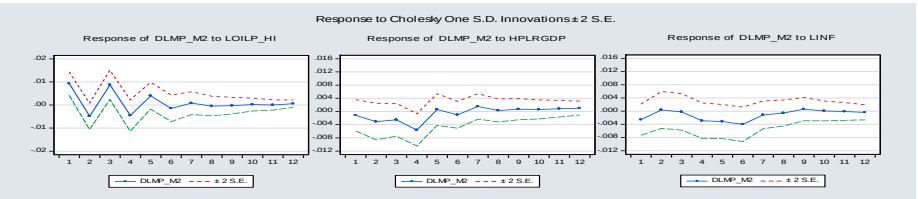
Variance Decomposition of DLMP_M2:

1	0.020058	21.32869	0.337852	1.674841	76.65862
4	0.025228	32.35758	7.655474	2.436684	57.55026
12	0.026604	31.83418	7.783556	6.159617	54.22264

المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews9

ب ـ استجابة السياسة النقدية للصدمات الهيكلية : يتضح لنا جليا بان استجابة السياسة النقدية للصدمة النفطية على المدى القصير سوف تأتي معنوية و متناوبة مابين توسعية وانكماشية بحيث ستقدر في الفصل الاول بـ: 0.0093% ثم في الفصل الثاني 0.005- % لتلامس 0 % بعد الفصل الثامن ، ضف الى ذلك ان ما نسبته 32.35 % من تقلبات الكتلة النقدية يرجع اساسا الى الصدمة النفطية هذا في الفترة الرابعة لينخفض على المدى الطويل الى 31.89% . تعد هذه النتيجة بمثابة اشارة على درجة تبعية الاقتصاد الجزائري لقطاع النفط كما تأكد على اهمية اداء هذا الاخير بالنسبة لقرارات السلطة النقدية في البلد . من جهة اخرى ،سيتولد عن حدوث صدمة ايجابية في معدل التضخم سياسة نقدية انكماشية بنسبة 0.004- % في الفصل السادس كأدنى حد لتدنو فيما بعد من 0% انطلاقا من الفصل الثامن ،على عكس المتوقع اتت هذه الاستجابة غير معنوية من الناحية الاحصائية . هذا وتساهم الصدمة في معدل التضخم بما لا يزيد عن 1.6 % على المدى القصير و 7.5 % على المدى البعيد في تقلبات السياسة النقدية . اما بالنسبة لاستجابة السياسة النقدية للصدمة في الناتج الحقيقي فستأتي سلبية و غير معنوية احصائيا كذلك ،حيث بلغت درجة الاستجابة 0.0056- % في الفصل الرابع لتتراجع فيما بعد نحو 0 % و تستمر عند نفس القيمة على

الشكل رقم 06: استجابة السياسة النقدية لصدمة في اسعار النفط ، الناتج الحقيقي ، معدل التضخم



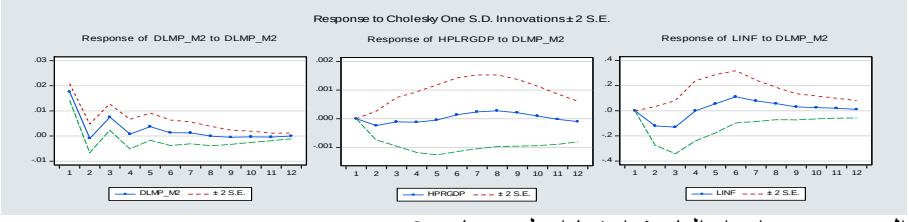
المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews9.

المدى الطويل ، كما ان ما نسبته 0.33 % فقط من تغيرات الكتلة النقدية في الفصل الاول متعلق بالصدمة في فجوة الناتج الحقيقي. لترتفع هذه النسبة لتصل 7.56 % على المدى البعيد . نستنتج من هذا، انه وعلى عكس الاهداف المعلنة من قبل السلطات النقدية و المتمثلة في استقرار الاسعار و الحفاظ على النمو انطلاقا من سنة 2003 ،ثم استقرار الاسعار كهدف صريح للسياسة النقدية ابتداء من 2010 ، جاءت هذه النتيجة مبرزة فشل السياسة النقدية

لبنك الجزائر في الاستجابة القوية و المعنوية للمتغيرات المستهدفة (فجوة الناتج ومعدل التضخم) ،مما يجعلنا نتوقع فعالية ضعيفة للسياسة النقدية في بلوغ اهدافها المعلنة.

ت ـ اثر الصدمة في السياسة النقدية : ما يمكن ملاحظته جليا هو الاثر الذي تحدثه قرارات السياسة النقدية على التطورات الظرفية لـ: فجوة الناتج الحقيقي ، معدل التضخم و مخزون النقود . تشير النتائج الى ان السياسة النقدية التوسعية (زيادة الكتلة النقدية بانحراف معياري واحد) لها اثار تكاد تكون منعدمة على الفجوة في الناتج الحقيقي ، ضف الى انها غير معنوية من الناحية الاحصائية ، نفس الشيء سجل بالنسبة لتفكيك مكونات التباين . اذ ان الصدمة في السياسة النقدية لا تفسر سوى 0.53 % من تذبذبات فجوة الناتج على المدى القصير و 0.79 % على المدى البعيد .

الشكل رقم 07 : استجابة كل من الناتج الحقيقي معدل التضخم و السياسة النقدية لصدمة في السياسة
لنقدية.



المصدر : من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews9.

بالنسبة لاستجابة معدل التضخم للصدمة الموجبة و المؤقتة في السياسة النقدية فقد سجلت قيم سالبة و غير معنوية كذلك هذا خلال الاربعة فصول التي تلت الصدمة حيث بلغت 0.12- % 0.13- % في الفصل الثالث و الرابع على التوالي لتسجل فيما بعد قيم موجبة وغير معنوية كذلك بلغت اقصاها 0.11 %. في الفصل السادس . استنادا للنظرية الاقتصادية تعتبر هذه النتيجة غير منطقية ، فإذا كان التوسع النقدي يرفع من الطلب الكلي، ويزيد الانتاج ، فهذا لا يمكنه أن يترافق مع انخفاض معدلات التضخم. في الحقيقة ، هذه المعضلة و التي تسمى بمعضلة السعر (Price Puzzle) معروفة على نطاق واسع في النماذج SVAR ذات المقاربة التكرارية والسبب حسب : Sims (1992) هو امكانية وجود مؤشر رئيسي اخر للتضخم تتفاعل معه البنوك المركزية ، حيث ومن خلال اضافة مؤشر الاسعار الاساسية الى متغيرات نموذجه تحصل Sims على نتائج مرضية .اما بالنسبة لتفكيك مكونات التباين فقد جاءت نسب مساهمة صدمة السياسة النقدية في تقلبات معدل التضخم محدودة جدا اين بلغت 3.07 % في المدى القصير لترتفع على المدى الطويل الى 5.34% .
من جهة اخرى ، فان الصدمة الذاتية في السياسة النقدية تحدث زيادة معنوية في الكتلة النقدية بنسبة 0.018 % في الفصل الاول كأعلى نسبة استجابة لتنخفض تدريجيا عبر الزمن لتنعدم ابتداء من الفصل السابع ، كما انها تساهم في تقلبات الكتلة النقدية بما يربو عن 76.65 % في المدى القصير لتنخفض على المدى البعيد لتقارب 54.37 % . هذه النتيجة جاءت مدعمة للنتائج دوال الاستجابة السابقة للسياسة النقدية و مؤكدة على محدودية قرارات السياسة النقدية في التأثير على النمو الاقتصادي و استقرار معدل التضخم .
عموما ، هذه النتائج كانت في مجملها متوقعة خاصة بوجود دراسات اثبتت فعالية محدودة في انتقال اثر السياسة النقدية في الدول النامية كالجزائر ، ارجعت دراسة Mishra و

Montiel (2012)[1] السبب في ذلك لعدة عوامل منها : غياب اسواق راس مال متطورة و ضعف تكاملها مع الاسواق المالية الدولية ، محدودية انفتاح حساب راس المال و والثبات النسبي لأسعار الصرف ، ضعف تنافسية الانظمة المصرفية و صغر حجم القطاع المالى الرسمي ، كل هذه العوامل ضف الى ذلك حجم السيولة الزائدة خاصة في الدول الغنية بالموارد الطاقوية كالجزائر ، كان لها الاثر في اضعاف قنوات انتقال اثر السياسية النقدية على المتغيرات الاقتصادية الكلية .

الخاتمة : اهم نتائج والتوصيات هذه الدراسة فيما يلي:

- يحدث الارتفاع المفاجئ في اسعار النفط زيادة معنوية في فجوة الناتج الحقيقي بنسب ضئيلة هذا وتحدث نفس الصدمة زيادة، لكنها غير معنوية احصائيا، في معدل التضخم ابتداءً من الفصل الرابع الى غاية الفصل الثامن بنسب متفاوتة. فحين سجلت اسعار النفط استجابة معنوية لصدمتها الذاتية، هي الاكبر مقارنة مع المتغيرتين السابقتين.
- فشل استجابة السياسة النقدية للصدمة في معدل التضخم والصدمة في فجوة الناتج في حين سجلت استجابة معنوية موجبة للصدمة في اسعار النفط.
- فشل قرارات السياسة النقدية في التأثير على متغيرتي فجوة الناتج ومعدل التضخم.

على ضوء النتائج المستخلصة، التي تبين منها ان السياسة النقدية المتبعة من طرف بنك الجزائر طيلة فترة الدراسة كانت محدودة الفعالية في التفاعل والمتغيرات الاقتصادية الكلية، يتبين لنا بوضوح أهمية دراسة الأساليب التي ترفع من فاعلية السياسة النقدية في ظل الظروف الحالية الصعبة، جراء التراجع الكبير في اسعار النفط. لذلك، فإن الدراسة الحالية توصي بما يلي :

- تكييف السياسات الاقتصادية الكلية بما يتناسب ومستويات السيولة السائدة في الاقتصاد.
- تهيئة الظروف الازمة لتعزيز دور القطاع المالى في الاقتصاد الوطني وذلك من خلال مجموعة من الاصلاحات الهيكلية و التي تهدف اساسا الى :
  - تشجيع الائتمان الموجه للقطاع الخاص.
  - تحسين من فعالية نظام ضمان القروض المصرفية.
  - احتواء القطاع الغير الرسمي من خلال كبح المعاملات ذات الدفع النقدي و هذا لا يتأتى إلا بالعمل على زيادة التنافسية داخل النظام المصرفي.
  - ايجاد اليات لتطوير اسواق راس المال، كفتح راس مال المؤسسات والبنوك الكبيرة المملوكة للدول للمساهمة في دعم القطاع المصرفي في تمويل المشاريع الضخمة.
- تعزيز استقلالية بنك الجزائر لتمكينه من ممارسة أعماله دون أن يكون عرضه لأي تأثير خارجي.

قائمة المراجع :

- الامر رقم 03-11 مؤرخ في 27 جمادى الثانية عام 1424 الموافق 26 اغشت 2003 يتعلق بالنقد والقرض .

[1] Mishra, P., and P. Montiel (2012), "How Effective Is Monetary Transmission in Low-Income Countries? A Survey of the Empirical Evidence", IMF Working Paper 12/143 (Washington: International Monetary Fund).

- الامر رقم 10 – 04 المؤرخ في 26 اوت 2010 المعدل و المتمم للامر رقم 03-11 مؤرخ في 27 جمادى الثانية عام 1424 الموافق 26 اغشت 2003 يتعلق بالنقد والقرض .
- بن سبع حمزة ، نذير ياسين : "استخدام نماذج اشعة الانحدارات الذاتية VAR لتقييم فعالية السياسة المالية و النقدية في معالجة مشكلة البطالة في الاقتصاد الجزائري " ، مجمع مداخلات الملتقى الدولي حول تقييم سياسات الاقلال من الفقر في الدول العربية في ضل العولمة ، جامعة الجزائر ، 2014. ص674.
- محمد بن بوزيان و عبد الحميد لخديمي (2012) ، تغيرات سعر النفط والاستقرار النقدي في الجزائر(دراسة تحليلية وقياسية) ، مجلة اداء المؤسسات الجزائرية ،العدد 02 .
- شيبي. ع ، بن بوزيان. م، و شكوري. س، (2010) "الآثار الإقتصاديّة الكليّة لصدمات السياسة الماليّة بالجزائر دراسة تطبيقيّة"، منتدى البحوث الاقتصادية، ورقة عمل رقم .،625 مصر، .
- Allegret, J. P., & Benkhodja, M. T. (2011). ―External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy. Working Paper, Université de Paris Ouest Nanterre La Défense .
- Benkhodja, M. T. (2011). :Monetary Policy and the Dutch Disease in a Small Open Oil Exporting Economy. Working Papers, Universite Lyon 2 and GATE-LES.
- Bernanke, B.S. 1986. Alternative explanation for money-income correlation. Carneqie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 25, pp. 49-98
- Berument, H. and N. B. Ceylan(2004): The Impact of Oil Price Shocks on The Economic Growth of The Selected MENA Countries, Working Paper, Bilkent University.
- Blanchard, O.J., and M. W. Watson. 1984. Are business cycles all alike? In the American Business Cycle, Robert J. Gordon, ed., Chicago: University of Chicago Press, pp. 123-56.
- Central Bank Papers on Monetary Policy Frameworks in the Arab Countries : AMF-BIS Working Party Meeting on Monetary Policy in the Arab Region Abu Dhabi - United Arab Emirates 25-26th, November 2015
- Chow, G. C. and A. Lin (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series. Review of Economics and Statistics, 53, pp. 372–5.
- Cooley, T., and S. LeRoy. 1985. A theoretical measurements: A critique. Journal of Monetary Economics. Vol. 16, pp. 283-308
- Dotsey, Michael, and Max Reid. 1992. "Oil Shocks,Monetary Policy,and Economic Activity." Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review 78(4): 14-27.
- Eltony, M., N (2001) ; Oil Price fluctuations and their Impact on the Macroeconomic Variables of Kuwait: A Case Study Using VAR Model for Kuwait‖. Arab Planning Institute (API), Working Paper number 9908.
- Hamilton, J.D., 1983. Oil and the macroeconomy since World War II. Journal of Political Economy 91, 228–248.
- Hooker, M. (2002). "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime." Journal of Money, Credit and Banking 34, 540-561

- Huntington, H., 1998. Crude oil prices and U.S. economic performance: where does the asymmetry reside? The Energy Journal 19 (4), 107–132.
- Huson Joher Ali Ahmed n, I.K.M. Mokhtarul Wadud (2011) "Role of oil price shocks on macroeconomic activities: An SVAR approach to the Malaysian economy and monetary responses "Energy Policy 39 (2011) 8062–8069
- IMF staff: : Algeria : selected issues, IFM Report No :03/69 January 2003.p 20
- IMF staff : Algeria : selected issues, IFM Report No :14/348December 2014.p 24.
- IMF staff : Algeria : selected issues, IFM Report No :14/34 , February 2014 .p 05.
- IMF staff: Algeria : selected issues, IFM Report No :13/48February 2013.p 22
- Jacobson Tor ,et al, (2001) , A VAR Moedel For Monetary Policy Analysis in Small Open Economy ;Journal of Applied Econometrics ,2001,pages 487-520 .
- Jan Gottschalk(2001) ; An Introduction into the SVAR Methodology:Identification , Interpretation and Limitations of SVAR models, Kiel Institute of World Economics, Germany ,Working Paper No 1072 ,.p 02 .
- Mehrara, M., Oskoui, N. K. (2007) ―The sources of macroeconomic fluctuations in oil exporting countries: A comparative study‖. Economic Modeling 24: 365–379..
- Mishra, P., and P. Montiel (2012), "How Effective Is Monetary Transmission in Low-Income Countries? A Survey of the Empirical Evidence", IMF Working Paper 12/143 (Washington: International Monetary Fund)
- Mohsen Mehrara and Mohsen Mohaghegh(2011) ― Macroeconomic Dynamics in the Oil Exporting Countries: A Panel VAR study , International Journal of Business and Social Science , Vol. 2, No. 21
- Olomola, P.A. and A.V. Adejumo (2006): Oil Price Shocks and Macroeconomic Activities in Nigeria, International Research Journal of Finance and Economics 3:28-34.
- Sims,C.A. 1980. "Macroeconomics and Reality". Econometrica. Vol. 48, N. 1, pp. 1-48.
- Sims,C.A.,1992. "Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy," European Economic Review, Elsevier, vol. 36(5) pages 975-1000,June.
- S. Ouliaris1, A.R. Pagan2 and J. Restrepo M ; Quantitative Macroeconomic Modeling with Structural Vector Autoregressions :An EViews Implementation"; http://www.eviews.com/StructVAR/structvar.pdf
- . Tural Karimli ,et .al (2016) ; Oil Price Pass-Through into Inflation: The Evidence from Oil Exporting Countries , Central Bank of the Republic of Azerbaijan Working Paper No. IHEIDWP01-2016 p 06.
- The stata Blog, David Schenck Statistics 20 /09 /2016 http://blog.stata.com/2016/09/20/structural-vector-autoregression-models/