تأثير الصدمات الهيكلية لسعر الصرف والكتلة النقدية على التضخم في الجزائر خلال الفترة (1990–2016).
مقاربة نماذج "SVAR" باستخدام برنامج "Eviews10".

د/مروان حايد– جامعة خميس مليانة–

الإرسال:2018/01/24 تاريخ القبول: 2018/04/10 تاريخ النشر: 2018/09/15

الملخص:

يعرف الدينار الجزائري منذ عدة سنوات تدهورا ملحوظا في قيمته أمام العملات الأجنبية الأخرى، لذا تهتم هذه الورقة البحثية بدراسة تأثير التغير غير المبرمج (صدمات) لكل من سعر الصرف والكتلة النقدية على القدرة الشرائية للعملة الجزائرية، بالاعتماد على نماذج شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) المتكون من ثلاث متغيرات وهي: معدل التضخم (INF) ومعدل تغير سعر الصرف (CHANGE) ومعدل نمو الكتلة النقدية بمفهومها الواسع (MMM2)، وباستعمال بيانات سنوية ممتدة من الفترة (1990-2016)، حيث جاءت نتائج الدراسة على أن حدوث صدمة هيكلية واحدة (1%) في سعر الصرف والكتلة النقدية، سيكون لهما اثر موجب على معدل التضخم بنسب مختلفة (0.26%) (0.45%) على التوالي، ما يؤكد العلاقتين الطرديتين بين تغير سعر الصرف ومعدل التضخم ومعدل نمو الكتلة النقدية ومعدل التضخم، وكذلك تبين من خلال نتائج تحليل التباين تأثر معدل التضخم في الجزائر بالصدمات الداخلية (الكتلة النقدية) أكثر من صدامات الخارجية (سعر الصرف)، كما بينت النتائج أيضا وجود تأثير عكسي معتبر للتضخم على الكتلة النقدية وعلى أسعار الصرف.

الكلمات المفتاحية: التضخم، الكتلة النقدية، أسعار الصرف، نماذج (SVAR).

Résume:

Depuis plusieurs années le dinar algérien connaît une baisse significative de sa valeur par rapport aux autres devises étrangères, cet article s'intéresse à l'étude de l'effet du changement non programmer (choc) du taux de change et la masse monétaire sur le pouvoir d'achat de la monnaie algérienne, basé sur le modèle de vecteur structurelle autorégressif (SVAR), qui se compose de trois variables: le taux d'inflation (inf), le taux de variation du taux de change (exch) et le taux de croissance de la masse monétaire au sens large (MM2), en utilisant des données annuelles de la période (1990-2016), où les résultats de l'étude ont montré qu'un choc structurel de (1%) dans le taux de change et la masse monétaire avoir un effet positif sur le taux d'inflation des différents taux (0.26%)(0.26%) successivement, confirmant les deux liens positive entre taux de change et taux d'inflation et taux de croissance de la masse monétaire et taux d'inflation, Ainsi que par les résultats de l'analyse de la variance le taux d'inflation en Algérie a été affecté par des chocs internes Plus que par des chocs externes, comme Les résultats ont également montré la Rétroaction inverse significatif de l'inflation sur la masse monétaire et les taux de change.

Mots-clés: inflation, masse monétaire, taux de change, modèles (SVAR)

مقدمة:

التضخم ظاهرة اقتصادية عرفتها البشرية منذ القدم، وقد اختلفت أسبابها وآثارها من دولة لأخرى؛ أعطيت للتضخم العديد من التفسيرات، لعل أقدمها هو ربطها بالتغير في كمية النقود المتداولة، وهناك من ربطه بالطلب الكلي في حين هناك من يرى أن التضخم ظاهرة ناتجة عن اختلال في بنية الاقتصاد للدولة المعنية، وتغيرات وأسعار الصرف، ومهما كان السبب الذي يقف وراء هذه الظاهرة فالأكيد أنها تخلف آثارا عميقة على الاقتصاد، فالقدرة الشرائية للمستهلك تتراجع ما يفتح المجال لظهور وتفاقم المشاكل الاقتصادية والاضطرابات الاجتماعية، وبالتالي تنخفض قيمة النقود الوطنية مقابل الأجنبية نتيجة انخفاض الطلب على السلع الوطنية، وبالمختصر فإن التضخم يؤثر سلبا على مختلف التوازنات النقدية والمالية؛ وهو ما جعل أغلب الدول اليوم تسعى جاهدة لإيجاد أفضل الطرق التي تمكنها من الحد من النمو التضخمي للأسعار، وضمان نمو الأسعار بمعدلات ضعيفة تحرك مختلف الفعاليات الاقتصادية دون أن تلحق ضررا بالاقتصاد.

عرفت الجزائر هذه الظاهرة منذ السنوات الأولى للاستقلال، فرغم سياسة التحديد الإداري للأسعار من طرف الدولة، غير أن الأسعار الرسمية وغير الرسمية ما فتئت تتزايد من سنة لأخرى محدثة حركات تضخمية، ازدادت حدتها مع التحول نحو اقتصاد السوق وانطلاق عمليات تحرير الأسعار ونزع الدعم عن مختلف السلع والخدمات.

حاليا وبفعل تداعيات أزمة البترول (2014)، التي أثرت هي الأخرى على الكتلة النقدية وأسعار الصرف بفعل صدمات عشوائية خارجة عن سيطرة الحكومة الجزائرية نجد هذه الظاهرة (التضخم) قد عادت بقوة للاقتصاد الجزائري، حيث تتزايد الأسعار بمعدلات مرتفعة من فترة لأخرى وهو ما يشكل تهديد للاقتصاد الجزائري وخاصة بالنسبة للفئات ذات الدخل الثابت والمنخفض، وهو ما يدفعنا لطرح الإشكالية التالية:

ما هو تأثير الصدمات الهيكلية لسعر الصرف والكتلة النقدية على التضخم في الجزائر خلال الفترة (1990–2016) ؟

أهمية البحث.

نظرًا للآثار الاقتصادية والاجتماعية التي أفرزتها الضغوط التضخمية في الاقتصاد الجزائري، فإن أهمية الدراسة تنبع من خلال التعرف على أهم التطورات التي مرت بها متغيرات الدراسة خلال الفترة محل الدراسة، ودراسة تأثير العوامل الداخلية (الكتلة النقدية) والخارجية (أسعار الصرف) واختلالاتها الهيكلية التي ساهمت في تغذية الضغوط التضخمية.

الأدوات المستخدمة في البحث.

تعتمد الدراسة منهجيا على ثلاثة أنواع للتحليل الاقتصادي:

الأول: "**الدراسة النظرية**" من خلال المسح المكتبي والإطلاع على مختلف المراجع والمصادر العربية والأجنبية، وكذا الملتقيات والرسائل العلمية والمجلات ومواقع الانترنيت، المتعلقة بالموضوع؛

والثاني: "**التحليل الكمي المقارن عبر الزمن**" وذلك بهدف تتبع تطورات حادثة في الكتلة النقدية وأسعار الصرف، وسوف يتم ذلك من خلال الاعتماد على البيانات المنشورة من قبل الديوان الوطني للإحصاء (ONS)، والبنك المركزي، بالإضافة إلى إحصاءات المنظمات الاقتصادية الدولية كصندوق النقد الدولي والبنك العالمي؛

وأخيرا: يتعلق النوع الثالث "**بالتحليل القياسي**" حيث يتم استخدام الأساليب القياسية الملائمة لدراسة تسمح بدراسة تأثير صدمات معدلات نمو الكتلة النقدية ومعدل تغير سعر الصرف على بمعدلات التضخم على المدى القصير، ونخص بالذكر نماذج (SVAR) باستعمال برنامج « eviews» .

1. دراسة تطور متغيرات الدراسة.

تغطّي هذه الدراسة التطبيقية الفترة من سنة 1990 إلى سنة 2016، وسنستخدم بيانات سنوية تم الحصول عليها المعلومات من مصادر مختلفة، منها الديوان الوطني للإحصائيات، ونشرات ثلاثية تم تحميلها من الموقع الالكتروني للبنك المركزي:

الجدول رقم (1): تطور متغيرات الدراسة في الجزائر خلال (1990–2016).

السنوات	M2 (مليار دج)	معدل نمو 2M(%)	سعر صرف دولار امريكي	معدل تغير سعر الصرف	معدل التضخم	معدل سعر البترول
1990	343,00	-	8,96	-	16,65	24,34
1991	415,27	21,07	18,47	106,23	25,88	21,04
1992	515,90	24,23	21,84	18,21	31,66	20,03
1993	627,43	21,62	23,35	6,91	20,54	17,5
1994	723,51	15,31	35,06	50,17	29,04	16,19
1995	799,56	10,51	47,66	35,95	29,77	17,41
1996	915,06	14,45	54,75	14,87	18,67	17,47
1997	1 081,59	18,20	57,71	5,40	5,733	21
1998	1 592,50	47,24	58,74	1,79	4,95	12,85
1999	1 789,40	12,36	66,57	13,34	2,64	13,22
2000	2 022,50	13,03	75,26	13,05	0,33	28,07
2001	2 473,50	22,30	77,22	2,60	4,22	23,01
2002	2 901,50	17,30	79,68	3,19	1,41	24,36
2003	3 299,50	13,72	77,39	-2,87	4,26	28,02
2004	3 644,30	10,45	72,06	-6,89	3,96	36,05
2005	4 070,40	11,69	73,28	1,69	1,38	50,64
2006	4 827,60	18,60	72,65	-0,86	2,31	61,08
2007	5 994,60	24,17	69,29	-4,62	3,67	69,08
2008	6 956,00	16,04	64,58	-6,80	4,86	94,45
2009	7 173,10	3,12	72,65	12,49	5,73	61,06
2010	8 280,70	15,44	74,39	2,39	3,91	77,45
2011	9 929,20	19,91	72,94	-1,95	4,52	107,46
2012	11 013,30	10,92	77,54	6,30	8,89	109,45
2013	11 941,50	8,43	79,37	2,36	3,25	105,87
2014	13 686,80	14,62	80,58	1,53	2,91	96,29
2015	13 797,90	0,81	100,69	24,96	4,78	48,07
2016	13945.10	0.01	109,44	8,69	6,45	45.06

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مصادر مختلفة

-O.N.S, L'Algérie en quelque chiffres, résultants. 1990-2005,

- تقارير سنوية ونشرات احصائية ثلاثية لبنك الجزائر 2006-2016.

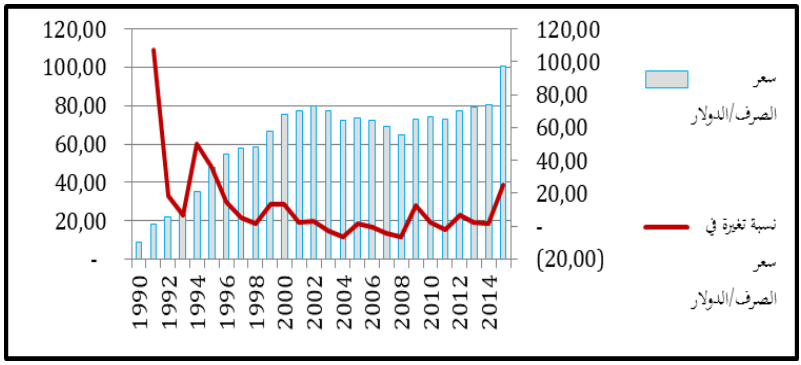
1.1. أسعار الصرف خلال (1990–2016).

نتج عن التدهور المفاجئ لسعر البترول سنة 1986 دخول الاقتصاد الوطني أزمة حادة وأصبحت القناعة أن المشكلة ليست ظرفية بقدر ما هي مشكلة هيكلية، ولمواجهة الخسائر التجارية خلال (1986-1994) (كجزء من محاولة لإعادة تنظيم الأسعار النسبية المحلية و زيادة الانفتاح) دعا بنك الجزائر إلى تخفيض قيمة الدينار الجزائري في عام 1991 بأكثر من 100 % من قيمته، حيث وصلت قيمة الدينار الجزائري خلال سنة 1993 حوالي 24 دينار جزائري مقابل دولار أمريكي واحد في السوق الرسمية، في حين كان يقدر بحوالي 9 دينار جزائري في سنة 1990.

بعد 1994 لم تتوافق أسعار الصرف الاسمية المتوصل إليها مع الأسس الاقتصادية حيث أدت الصدمات السلبية التجارية والسياسات المالية والنقدية التوسعية إلى تضخم أعلى، وبالتالي أصبحت قيمة الدينار الجزائري تقدر بنسبة 50% من قيمته الحقيقية المعمول بها في السوق الموازية.

منذ عام 1995 لجأت السلطات النقدية إلى سياسة تعويم سعر الصرف المحكوم بهدف الحفاظ على استقرار سعر الصرف الحقيقي مع أنشاء سوق الصرف الأجنبي بين البنوك في عام 1996 ما من شأنه أن يسمح للبنوك التجارية بعرض العملة الصعبة بحرية لصالح زبائنها (العرض والطلب)، مع إبقاء إمكانية تدخل البنك المركزي في هذه السوق، كما تم إلغاء نظام الحصص المحدودة، الأمر الذي أدى إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعلي للدينار مقابل الدولار الواحد بسبب الطلب الكبير على العملة الصعبة (الدولار)، وانخفاض الطلب على الدينار الجزائري.
بعد سنة 2000 وتحسن أسعار البترول العالمية، مما سمح بارتفاع مستوى احتياطي الصرف الذي أدى إلى حماية سعر الصرف، فقوة ثبات سعر الدينار مرهونة بمستوى احتياطي الصرف لدى البنك الجزائري، والذي هو الآخر مرهون بالصادرات المتكونة في 98% من قطاع المحروقات، حيث نلاحظ استقرارا واضحا لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي الواحد، الذي بقي يتراوح بين 60 و80دج خلال الفترة 2001-2014، ومع انخفاض أسعار البترول (صدمة نهاية 2014) نلاحظ لجوء البنك من جديد إلى تخفيض قيمة الدينار (100د.ج/1د.أ) ما يدفعنا للقول أن استقرار أسعار الصرف هو الآخر مرتبط بتقلبات أسعار البترول.

الشكل رقم (1): تمثيل بياني لتطور أسعار الصرف مقابل الدولار الأمريكي



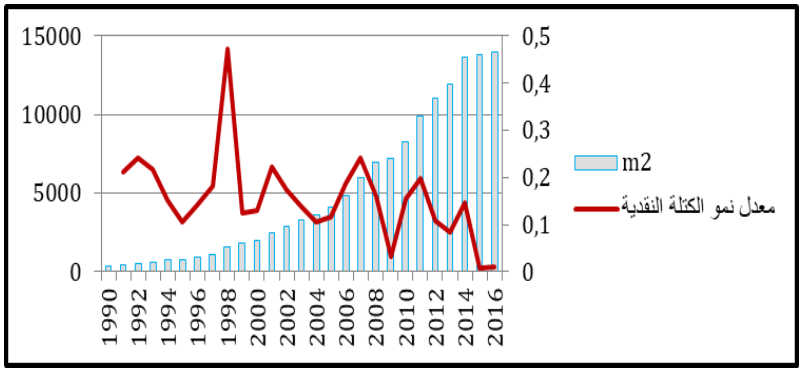
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول (1) وبرنامج (Excel)

2.1. تطور الكتلة النقدية في الجزائر خلال (1990–2016).

تولي السلطات النقدية في مختلف الدول أهمية كبيرة لعرض النقود وتنظيم إصدارها بما يتوافق والأهداف الاقتصادية الكلية، وهو ما يستدعي تتبع البنك المركزي لعرض النقود والعوامل التي يمكن أن تؤثر فيه بالزيادة أو بالنقصان.

من أهداف برنامج التثبيت والتعديل الهيكلي الذي أبرمته الجزائر مع مؤسسات النقد الدولية، هو التحكم في نمو التوسع النقدي والحفاظ على التوازنات الاقتصادية الكلية، ولكن رغم ذلك استمر الارتفاع السريع للكتلة النقدية بعد انتهاء هذه البرامج بوتيرة تختلف حسب عامل الزمن من جهة وعامل مكونات الكتلة النقدية من جهة أخرى:

الشكل رقم (2): تمثيل بياني لتطور الكتلة النقدية في الجزائر خلال [1990–2016]



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم (1) وبرنامج (Excel)

نلاحظ من الشكل أعلاه أن بداية التسعينيات عرفت نموا كبيرا في حجم الكتلة النقدية (M2)، حيث عمدت الجزائر إلى انتهاج أسلوب التمويل بالعجز، وبطلب من الخزينة العامة، هذه السياسة أفرزت وضعا اقتصاديا غير مستقر بين حجم الكتلة النقدية وعجز مؤسسات القطاع العام، لذلك كان أحد أهم أهداف برامج التثبيت والإصلاح الهيكلي التحكم في حجم الكتلة النقدية (M2).

بداية سنة 1993 اخذ نمو الكتلة النقدية يتناقص حيث انخفض من 21.62%سنة 1993 إلى 18.20% سنة 1997، من خلال إتباع سياسة نقدية انكماشية حيث تم إيقاف التمويل بالعجز، وكذا تقليص حجم الإنفاق العام المقدم للمؤسسات العمومية، وتجميد نظام الأجور، الأمر الذي ساعد على تخفيض نسبة نمو حجم الكتلة النقدية خلال فترة تطبيق الإصلاح الاقتصادي (1994-1998).

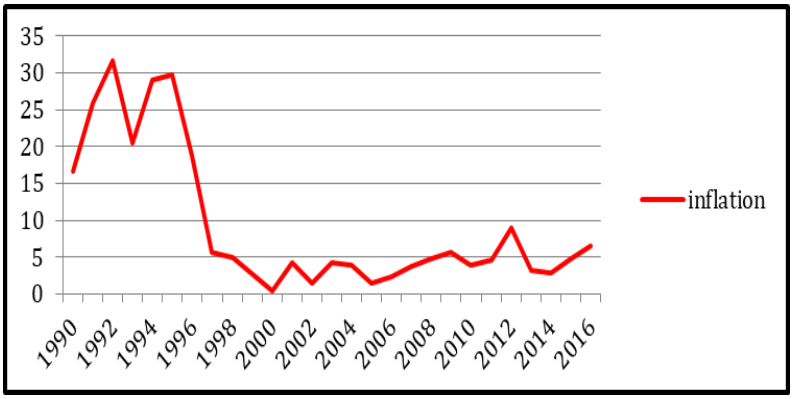
سنة 1998 نلاحظ زيادة كبيرة في الكتلة النقدية بنسبة 47.24% مقارنة بسنة 1997 التي عرفت فيها ارتفاعا كبيرا في أسعار البترول العالمية، قبل أن تنهار أسعاره سنة 1998 ليرجع انخفاض معدل النمو الذي بقي يتراوح بين 10% و20% ليستمر الوضع على هذا المنوال من سنة 1999 إلى سنة 2014، إلا في سنتي 2001 و2007 اللتين فاق فيهما معدل نمو الكتلة النقدية 20%.

في سنة 2015 وتحت تأثير الصدمة الخارجية بعد التراجع الكبير والمتواصل لأسعار النفط في الأسواق الدولية نلاحظ ارتفاعا "ضعيفا جدا" للكتلة النقدية (0.8%) مقارنة بالسنة السابقة لها (2014)، مبررا بالانخفاض الحاد للودائع تحت الطلب على مستوى البنوك الذي بسبب انهيار ودائع قطاع المحروقات.

3.1. تطور معدلات التضخم في الجزائر خلال (1990–2016).

يعرف التضخم بأنه الارتفاع المستمر والمؤثر على المستوى العام لأسعار جميع أو معظم السلع والخدمات الموجودة في الاقتصاد، ويكون هذا الارتفاع في صورة مستمرة ولفترة زمنية طويلة و مؤثرا ميزانية الأفراد بحيث يؤدي إلى انخفاض القوة الشرائية للفرد.

الشكل رقم (3): تمثيل بياني لتطور معدلات التضخم في الجزائر خلال (1990–2016)



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم (1) وبرنامج (Excel)

من خلال ملاحظتنا لحركية معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة الدراسة يتبين لنا المعدلات الكبيرة له التي ميزت الفترة (1990–1996) حيث شهدت هذه الفترة اكبر نسب التضخم، ويمكن إرجاع ذلك لعدم الاستقرار السياسي والاقتصادي التي عاشته الجزائر في تلك الفترة، وكذلك لرفع الدعم عن السلع المحددة في إطار أفاق الاستعداد الائتماني الثالث (افريل 1994).

بعد تلك الفترة أي في الفترة (1997–2016) نلاحظ انخفاض ملحوظ في نسب ارتفاع الأسعار الاستهلاكية ويعود هذا إلى السياسات المالية والنقدية الصارمة والمتشددة التي تطبقها الحكومة، وكذا تدهور القوة الشرائية بشكل قوى وسريع نتيجة الانكماش الاقتصادي وبالتالي تراجع مستوى الطلب الكلي.

2. منهجية نماذج شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR).

من أجل تقدير آثار صدمات سعر الصرف والكتلة النقدية على التضخم سنتبنى مقاربة نماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي الهيكلية (SVAR)، في هذا الصدد، سيتضمن نموذج الدراسة ثلاث متغيرات (3 معادلات)، تعمل مباشرة على تقييم آثار تغير لسعر صرف ومعدل نمو الكتلة النقدية على التضخم، ويتعلق الأمر بمعدل تغير سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي ($CHANGE_t$)، ومعدل نمو الكتلة النقدية بمفهومها الواسع ($MMM2_t$)، ومعدل التضخم (INF_t).

بعد التأكد من استقرار المتغيرات ثم تقدير نموذج (VAR)، تمثل حدود الخطأ العشوائي (البواقي) القانونية الناتجة عن متجهات الانحدار الذاتي (VAR) القانونية دوافع تترجم تقلبات النظام الديناميكي المدروس، لا يمكن تشبيه البواقي القانونية المتحصل عليها بالصدمات الهيكلية، لأنها تمثل فقط الجزء غير المتوقع الذي يأخذ بعين الاعتبار المعلومات المتأتية من الحقائق الماضية لمتغيرات النموذج الداخلية، وعليه يمكن تفسير هذه البواقي الناتجة من معادلات ضمن نموذج (VAR) القانوني على أنها توليفات خطية لثلاثة أنواع من الصدمات[1]:

- ❖ الاستجابات الآلية للبواقي الخاصة بالمعدلات التضخم للسنوات السابقة والسياسات الاقتصادية؛
- ❖ الاستجابات التقديرية المنظمة لصناع القرار (المبرمجة)، كأن يتم مثلا تخفيض معدلات الضريبة أو زيادة معدلات الفائدة بشكل منظم ردا على حالة التضخم في النشاط الاقتصادي؛
- ❖ الصدمات التقديرية العشوائية المستقلة والمفاجئة (هيكلية) التي يمكن اعتبارها كصدمات ناتجة عن قرارات السلطات العمومية والشركاء الاجتماعيين (حكومات، جماعات محلية، صناديق التأمين الاجتماعية، الإفراد) والتي من شأنها التأثير في حجم الكتلة النقدية أو في الطلب على العملة الصعبة (زيادة مفاجئة للطلب على النقود والعملة الصعبة)،

من خلال ما سبق، يمكننا تفسير البواقي القانونية على أنها دالة لثلاثة أنواع من الصدمات: الآلية، التقديرية المنظمة، والهيكلية، وبذلك يمكن اقتراح النموذج الهيكلي التالي:

$$e_t^{CHANGE} = u_t^{CHANGE} \dots (1).$$

$$e_t^{MMM2} = \alpha_{CHANGE,MMM2} e_t^{CHANGE} + u_t^{MMM2} \dots (2).$$

$$e_t^{INF} = \alpha_{CHANGE,INF} e_t^{CHANGE} + \alpha_{MMM2,INF} e_t^{MMM2} + u_t^{INF} \dots (3).$$

حيث تمثل (u_t^{MMM2}) الصدمات الهيكلية النقدية، (u_t^{CHANGE}) الصدمات الهيكلية لسعر الصرف، و(u_t^{INF}) صدمات الهيكلية لمعدل التضخم. كما يلاحظ أن معاملاتها مساوية للواحد قصد إحداث صدمة هيكلية بنسبة (1% أو 1ون)، مع العلم إمكانية تركها مجهولة مثل المعاملات الأخرى.

[1] شيبي عبد الرحيم، وآخرون، "**الآثار الاقتصادية الكلية لصدمات السياسة المالية بالجزائر: دراسة تطبيقية**"، مجلة منتدى البحوث الاقتصادية، ورقة بحث رقم 536، مصر، 2010، ص12

❖ تدل المعادلة الأولى على أن التغيرات غير المتوقعة في الكتلة النقدية ليس لها تأثير فوري على سعر الصرف (متغير خارجي)، كذلك معدل التضخم من المحتمل أن لا تثير استجابات وردود أفعال فورية في معدلات سعر الصرف؛

❖ تدل المعادلة الثانية على أن أي تغير غير متوقع في الكتلة النقدية هو عبارة عن استجابات ممثلة في تغيرات غير متوقعة في سعر الصرف، وصدمة هيكلية في الكتلة النقدية؛ مع عدم تأثير فوري للتغير معدل التضخم؛

❖ تفترض المعادلة الثالثة انه بإمكان التغيرات غير المتوقعة في الكتلة النقدية وسعر الصرف أن يكون لها تأثير سريع في معدل التضخم.

$$e_t^{CHANGE} = u_t^{CHANGE} \dots (4).$$

$$e_t^{MMM2} = \alpha_{CHANGE,MMM2} u_t^{CHNAGE} + u_t^{MMM2} \dots (5).$$

$$e_t^{INF} = \alpha_{CHANGE,INF} u_t^{INF} + \alpha_{MMM2,INF} (\alpha_{CHANGE,MMM2} u_t^{CHANGE} + u_t^{MMM2}) + u_t^{INF} \dots (6)$$

$$e_t^{CHANGE} = u_t^{CHANGE} \dots (7).$$

$$e_t^{MMM2} = \alpha_{CHANGE,MMM2} u_t^{CHNAGE} + u_t^{MMM2} \dots (8).$$

$$e_t^{DP} = (\alpha_{CHANGE,INF} + (\alpha_{MMM2,INF} * \alpha_{CHANGE,MMM2})) u_t^{CHANGE} + \alpha_{MMM2,INF} u_t^{MMM2} + u_t^{INF} \dots (9)$$

باستخدام التحويل التالي :

$$(\alpha_{CHANGE,INF} + (\alpha_{MMM2,INF} * \alpha_{CHANGE,MMM2}) = \beta_{CHANGE,INF}.$$

تصبح المعادلات (7) (8) (9) على النحو التالي :

$$e_t^{CHANGE} = u_t^{CHANGE} \dots (10).$$

$$e_t^{MMM2} = \alpha_{CHANGE,MMM2} u_t^{CHNAGE} + u_t^{MMM2} \dots (11).$$

$$e_t^{DP} = \beta_{CHANGE,INF} u_t^{CHANGE} + \alpha_{MMM2,INF} u_t^{MMM2} + u_t^{INF} \dots (12).$$

على هذا النحو، ستمكننا النماذج (SVAR) من الانتقال من بواقي قانونية لنموذج (VAR) إلى صدمات هيكلية، هذا ومع ضرورة استقلالية البواقي القانونية بشكل يسمح لنا بالحصول على دوافع غير مرتبطة عند كل فترة، من أجل ذلك يجب تشكيل مصفوفة الانتقال

(P) التي تحقق العلاقة التالية : $e_t = P.u_t$ ، ويمكن تحديد معاملات مصفوفة الانتقال على النحو التالي:

$$\begin{pmatrix} e_t^{CHANGR} \\ e_t^{MMM2} \\ e_t^{INF} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,MMM2} & 1 & 0 \\ \beta_{CHANGE,INF} & \alpha_{MMM2,INF} & 1 \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} u_t^{CHANGE} \\ u_t^{MMM2} \\ u_t^{INF} \end{pmatrix}.$$

من أجل تحديد معاملات مصفوفة الانتقال اعتمد (Perotti) على الطريقة التالية:

أولا كتابة المساواة $e_t = S.u$ على النحو التالي : $A.e_t = B.u_t$ حيث أن : $S = A^{-1}.B$ ، تثبيت العناصر القطرية بإعطائها قيمة 1 (قيود التوحيد).

نستعمل استقلالية البواقي الهيكلية من أجل القيام بانحدارات بمتغيرات مساعدة وهذا ما سيسمح لنا بتحديد العناصر المتبقية، (بالاعتماد على البرامج Eviews).

وعليه، في ظل هذه الشروط يمكننا كتابة المصفوفتين (A) و(B) على النحو التالي :

$$A * e_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,MMM2} & 1 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,INF} & \alpha_{MMM2,INF} & 1 \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} e_t^{CHANGR} \\ e_t^{MMM2} \\ e_t^{INF} \end{pmatrix}.$$

$$B * u_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} u_t^{CHANGE} \\ u_t^{MMM2} \\ u_t^{INF} \end{pmatrix}.$$

حيث :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,MMM2} & 1 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,INF} & \alpha_{MMM2,INF} & 1 \end{pmatrix}^{-1} * \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,MMM2} & 1 & 0 \\ \beta_{CHANGE,INF} & \alpha_{MMM2,INF} & 1 \end{pmatrix}$$

سنعمل ألان على تثبيت بعض العناصر غير القطرية للمصفوفتين (A) و (B) بالاعتماد على بعض الدلالات الاقتصادية، كأن نفترض بأن أحد البواقي لا يؤثر في الآخر في خضم نفس السنة (أي أن هذا العنصر سيأخذ قيمة 0)، أو العكس بافتراض وجود تأثير وهنا يجب قياس هذا التأثير لأجل إعطاء قيمة للعنصر(α_{ij}) (قيود اقتصادية).

بفرض أن التغير غير المتوقع في سعر صرف يمكن أن تتسبب فيه صدمة هيكلية في الطلب على النقود والعكس صحيح (تطبيق السياسة النقدية عبر قناتين (سعر الصرف والكتلة النقدية))، يمكن كتابة المصفوفة (A) و(B) على النحو التالي :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,INF} & \alpha_{MMM2,INF} & 1 \end{pmatrix}^{-1} * \begin{pmatrix} 1 & \alpha_{MMM2,CHANGE,} & 0 \\ \alpha_{CHANGE,MMM2} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = S$$

.

فإذا افترضنا الآن أن : $\alpha_{MMM2,CHANGE,} = 0$ (الفرضية البديلة $\alpha_{CHANGE,MMM2} = 0$ لها نفس النتائج) أي أن القرارات المتعلقة بسعر الصرف والكتلة النقدية تؤخذ في نفس اللحظة، فإنه يمكن كتابة المصفوفة (A) و(B) على النحو التالي :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,INF} & \alpha_{MMM2,INF} & 1 \end{pmatrix}^{-1} * \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,MMM2} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = S.$$

مع فرض أن معدلات التضخم هي الأخرى تأثر في كل من أسعار الصرف والكتلة النقدية، تصبح المصفوفة (S) ناتجة عن جداء المصفوفتين (A) و(B) على النحو التالي:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \alpha_{,INF,CHANGE} \\ 0 & 1 & \alpha_{INF,MMM2} \\ \alpha_{CHANGE,INF} & \alpha_{MMM2,INF} & 1 \end{pmatrix}^{-1} * \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{CHANGE,MMM2} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = S$$

3. تحليل النتائج الدراسة باستخدام برنامج (Eveiws10).

1.3. استقرار سلاسل المتغيرات قيد الدراسة: نلاحظ من خلال اختبار (ديكي فولير المطور) "ADF" أن السلاسل قيد الدراسة مستقرة عند مستوى (0)، والذي جاءت نتائجه مبينة في الجدول التالي:

الجدول رقم (2): اختبار "ADF" لاستقرار سلاسل متغيرات الدراسة

Null Hypothesis: CHANGE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.290171	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.724070	
	5% level	-2.986225	
	10% level	-2.632604	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: MMM2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.693737	0.0107
Test critical values:	1% level	-3.724070	
	5% level	-2.986225	
	10% level	-2.632604	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.644433	0.0170
Test critical values:	1% level	-3.920350	
	5% level	-3.065585	
	10% level	-2.673459	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم (1) وبرنامج (Eviews)

من خلال الجدول أعلاه، نلاحظ قيمة (*Prob) لكل سلسلة اصغر من (0.05)، ما يدفعنا للقول أن كل السلاسل مستقرة عند المستوى (0)، ما يسمح لنا بمتابعة مراحل تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي.

2.3. عدد التأخرات نموذج واستقراره: في هذا الصدد، يتم حساب عدد التأخرات بناء على أساس أصغر قيمة يأخذ بها المعامل "Akcaike" و"Schwarz"، ومن خلال الجدول رقم (2) نلاحظ التناقض بين المؤشرين، حيث يؤشر معامل "Akcaike" على 3 تأخرات، أما معامل "Schwarz" فيؤشر على تأخر واحد فقط، ومن جهتنا سنعتمد على معامل "Akcaike" بصفته أكثر شهرة واستخداما في مثل هذه الدراسات.

الجدول رقم (3): اختبار "ADF"

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: CHANGE MMM2 INF
Exogenous variables: C
Date: 10/13/17 Time: 08:55
Sample: 1990 2016
Included observations: 23

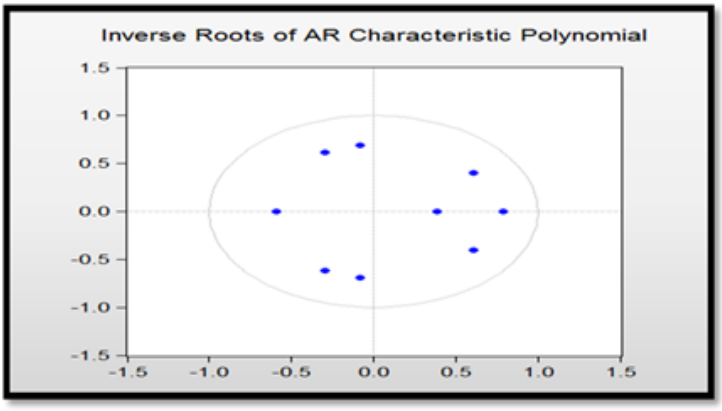
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-242.0394	NA	360160.2	21.30777	21.45588	21.34502
1	-226.2901	26.02058	202391.6	20.72088	21.31331	20.86987
2	-211.8224	20.12894*	132128.9	20.24543	21.28218*	20.50617
3	-201.1936	12.01512	130110.9*	20.10379*	21.58487	20.47628*

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم () وبرنامج (Eviews)

ومن خلال الشكل أدناه، يتضح بأن النموذج المقدر يحقق شروط الاستقرار، إذ أن جميع المعاملات أصغر من الواحد، وجميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة، مما يعني أن النموذج لا يعاني من مشكلة في ارتباط الأخطاء أو عدم ثبات التباين.

الشكل رقم (3): اختبار جذر الوحدة



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم () وبرنامج (Eviews)

3.3. تقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي (VAR): بعد التأكد من استقرار متغيرات الدراسة واستقرار النموذج ومعرفة عدد التأخرات التي يحتويها، جاءت نتائج تقدير النموذج (**VAR**) لدراستنا ممثلة في ما يلي:

الجدول رقم (4): نموذج شعاع الانحدار الذاتي (VAR)

Autoregression Estimates
10/11/17 Time: 10:03
e (adjusted): 1994 2016
d observations: 23 after adjustments
rd errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	CHANGE	MMM2	INF
CHANGE(-1)	0.297167	-0.079347	0.193391
	(0.36197)	(0.32054)	(0.14322)
	[0.82098]	[-0.24755]	[1.35032]
CHANGE(-2)	-0.348107	0.134966	-0.243008
	(0.31027)	(0.27476)	(0.12276)
	[-1.12195]	[0.49122]	[-1.97950]
CHANGE(-3)	0.384916	-0.130177	0.158350
	(0.16858)	(0.14928)	(0.06670)
	[2.28333]	[-0.87202]	[2.37405]
MMM2(-1)	0.148600	-0.028951	0.137681
	(0.39736)	(0.35187)	(0.15722)
	[0.37397]	[-0.08228]	[0.87572]
MMM2(-2)	0.067271	-0.033344	-0.141225
	(0.28779)	(0.25485)	(0.11387)
	[0.23375]	[-0.13084]	[-1.24023]
MMM2(-3)	0.115790	0.109805	0.078945
	(0.26147)	(0.23154)	(0.10345)
	[0.44285]	[0.47424]	[0.76310]
INF(-1)	0.851882	-1.217518	0.780618
	(0.72652)	(0.64337)	(0.28746)
	[1.17255]	[-1.89242]	[2.71557]
INF(-2)	-0.357175	0.631439	0.051206
	(1.07949)	(0.95593)	(0.42712)
	[-0.33087]	[0.66055]	[0.11989]
INF(-3)	-0.041368	0.709007	-0.253289
	(0.62937)	(0.55733)	(0.24902)
	[-0.06573]	[1.27214]	[-1.01714]
C	-4.889565	11.88399	0.312870
	(8.09835)	(7.17142)	(3.20424)
	[-0.60377]	[1.65713]	[0.09764]
ared	0.707144	0.500983	0.864655
squared	0.504397	0.155510	0.770955
q. resids	1203.044	943.4059	188.3384
quation	9.619866	8.518784	3.806254
stic	3.487823	1.450137	9.227896
elihood	-78.14242	-75.34661	-56.81717
AIC	7.664558	7.421445	5.810189
rz SC	8.158251	7.915138	6.303882
dependent	7.686575	14.76880	6.858939
ependent	13.66477	9.270014	7.953120
hinant resid covariance (dof adj.)		44050.94	
hinant resid covariance		7954.296	
elihood		-201.1936	
information criterion		20.10379	
rz criterion		21.58487	
er of coefficients		30	

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم (1) وبرنامج (Eviews)

4.3. حساب مصفوفة الانتقال (S) لنموذج شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي(SVAR):

بالاعتماد على نموذج شعاع الانحدار الذاتي (**VAR**) المقدر أعلاه، يمكن تقدير مصفوفة الانتقال (**S**) لنموذج شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي (**SVAR**) والمبينة في الجدول أدناه:

الجدول رقم (5): تحديد مصفوفة انتقال نموذج شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR)

Structural VAR Estimates
Date: 10/11/17 Time: 10:03
Sample (adjusted): 1994 2016
Included observations: 23 after adjustments
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)
Convergence achieved after 8 iterations
Structural VAR is over-identified

Model: Ae = Bu where E[uu']=I

A =

1	0	C(3)
0	1	C(4)
C(1)	C(2)	1

B =

1	0	0
C(5)	1	0
0	0	1

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.243633	0.025615	-9.511151	0.0000
C(2)	-0.213358	0.029198	-7.307235	0.0000
C(3)	-0.967592	0.054795	-17.65854	0.0000
C(4)	-0.316161	0.065114	-4.855499	0.0000
C(5)	-0.641095	0.023508	-27.27094	0.0000

Log likelihood	-1531.196		
LR test for over-identification:			
Chi-square(1)	2620.637	Probability	0.0000

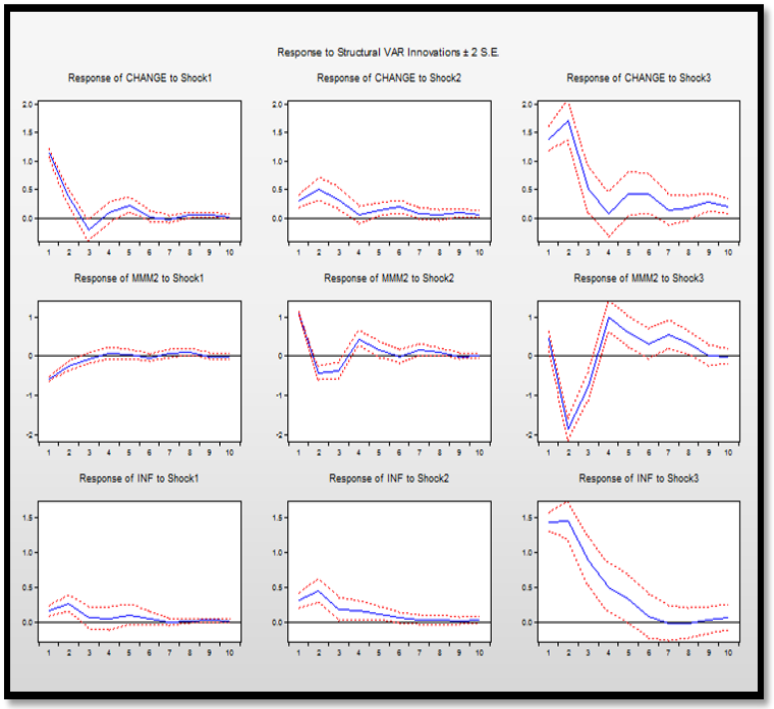
Estimated A matrix:		
1.000000	0.000000	-0.967592
0.000000	1.000000	-0.316161
-0.243633	-0.213358	1.000000
Estimated B matrix:		
1.000000	0.000000	0.000000
-0.641095	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	1.000000
Estimated S matrix:		
1.148372	0.296271	1.388608
-0.592615	1.096807	0.453729
0.153342	0.306194	1.435117
Estimated F matrix:		
1.884027	2.027505	5.842897
-0.675564	1.181351	0.668420
0.729020	1.460911	5.032024

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم (1) وبرنامج (Eviews).

$$\cdot\begin{pmatrix} 1 & 0 & -0.967592 \\ 0 & 1 & -0.316161 \\ -0.243633 & -0.213358 & 1 \end{pmatrix}^{-1} * \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -0.641095 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.148372 & 0.296271 & 1.388608 \\ -0.592615 & 1.096807 & 0.453729 \\ 0.153342 & 0.306194 & 1.435117 \end{pmatrix}.$$

3–5– دوال الاستجابة الدفعية الهيكلية: حسب تقديرات دوال الاستجابة الدفعية الممتدة على 10 سنوات والمبينة في الشكل (4)، فإن حدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة في الكتلة النقدية مقدرة بـ 1% (مقارنة بالسنة السابقة) سيكون لها أثر معنوي موجب على الناتج معدل التضخم في المدى القصير، بمضاعف 0.45% كحد أقصى في السنة الثانية التي تلي الصدمة، أما من ناحية أسعار الصرف، فإن حدوث صدمة هيكلية إيجابية واحدة فيها مقدرة بـ 1 % (مقارنة بالسنة السابقة) سيكون له أثر معنوي موجب هو الأخر على معدل التضخم، لكن بمضاعف اقل من مضاعف الزيادة في الكتلة النقدية، إذ وصل إلى حدود 0.26% كحد أقصى في الفترة الثانية.

الشكل رقم (4): دوال الاستجابة الدفعية الهيكلية.



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم (5) وبرنامج (Eviews).

6.3. تحليل التباين: ننتقل الآن إلى توضيح دور كل صدمة في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات التابعة، أي تفسير توقع خطأ كل متغير، وحسب ما تشير إليه نتائج تحليل تباين الأخطاء الموضحة في الجدول (6)، يتضح بأن التقلبات الظرفية للتضخم في المدى القصير تتعلق بصدمات في نفسها بنسبة كبيرة جدا (94.61%)، تليها صدمات معدل نمو الكتلة النقدية بنسبة 4.30%، وتقريبا عدم تأثرها بأسعار الصرف الرسمية (1.08%) أما في المديين المتوسط والطويل، فتساهم صدمات الكتلة النقدية في تفسير حوالي 6.42% من تقلبات معدلات التضخم، مع ملاحظة ضعف تأثير أسعار الصرف الرسمية على التضخم (1.89%) في المديين المتوسط والقصير، وذلك بالنظر إلى صغر مضاعف السياسة النقدية، أما بقية التقلبات فتتعلق بصدمات في المتغير نفسه.

وعند تتبع اثر التضخم على كل من أسعار الصرف والكتلة النقدية (التغذية العكسية) نلاحظ التأثير الكبير للتضخم على تقلبات أسعار الصرف والكتلة النقدية حيث تصل على المدى الطويل لنسبة (72.58%) و(73.63%) على التوالي.

الشكل رقم (6): جدول تحليل التباين.

Variance Decomposition of CHANGE:

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	1.826135	39.54574	2.632166	57.82209
2	2.577406	22.06947	5.265469	72.66506
3	2.653363	21.37756	6.523145	72.09929
4	2.656796	21.46440	6.550265	71.98533
5	2.705491	21.43745	6.612763	71.94979
6	2.746174	20.81813	6.907586	72.27429
7	2.751243	20.75049	6.968469	72.28104
8	2.757781	20.68789	6.972434	72.33967
9	2.773786	20.49795	7.006212	72.49584
10	2.781463	20.38756	7.030542	72.58190

Variance Decomposition of MMM2:

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	1.326668	19.95357	68.34960	11.69682
2	2.347417	7.606311	25.15657	67.23712
3	2.499700	6.782053	24.44854	68.76941
4	2.731657	5.746570	22.98137	71.27206
5	2.804615	5.480273	22.10263	72.41710
6	2.822409	5.436888	21.82856	72.73455
7	2.881021	5.264953	21.29104	73.44401
8	2.903718	5.294209	21.07338	73.63241
9	2.903860	5.294488	21.07151	73.63400
10	2.904028	5.296059	21.07275	73.63119

Variance Decomposition of INF:

Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3
1	1.475408	1.080178	4.306949	94.61287
2	2.133279	2.004325	6.457127	91.53855
3	2.313849	1.758028	6.080641	92.16133
4	2.371833	1.713444	6.277361	92.00920
5	2.398716	1.852402	6.370447	91.77715
6	2.401144	1.888826	6.403621	91.70755
7	2.401367	1.890850	6.412679	91.69647
8	2.401584	1.892688	6.420166	91.68715
9	2.401802	1.897914	6.422902	91.67918
10	2.402539	1.896869	6.428636	91.67450

Factorization: Structural

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على الجدول رقم (5) وبرنامج (Eviews).

الخاتمة

اعتماد الاقتصاد الجزائري على الموارد البترولية كمصدر رئيسي للإيرادات العامة وللعملة الصعبة تترتب عنه آثار على الاقتصاد الكلي، ما جعل متغيراته مرهونا بتقلبات أسعار النفط الدولية، التي كانت لها فروقات عشوائية مقابلة لقيمة الكتلة النقدية ومدى توفر النقد الأجنبي، الأمر الذي درسنا تأثيره على معدلات التضخم، حيث جاءت نتائج الدراسة على أن حدوث صدمة هيكلية واحدة (1%) في سعر الصرف والكتلة النقدية، سيكون لهما اثر موجب على معدل التضخم بنسب مختلفة (0.26%) (0.45%) على التوالي، ما يؤكد العلاقتين الطرديتين بين تغير سعر الصرف ومعدل التضخم ومعدل نمو الكتلة النقدية ومعدل التضخم؛ وعلى هذا

الأساس يمكن اقتراح بعض السياسات لمكافحة التضخم على المستوى المحلي وفي المدى القصير من أهمها:

- ❖ سياسة التحكم في الإصدار النقدي وكمية النقود المتداولة، وتعد من أسهل وأكفأ الوسائل المتاحة لمكافحة التضخم في الأجل القصير حيث تضمن بقاء التضخم عند الحد الأدنى.
- ❖ سياسة الرقابة على الأسعار والتحكم في عناصر التكوين السعري للسلع الضرورية.
- ❖ سياسة التوافق بين الأسعار والأجور.
- ❖ محاربة السوق السوداء للعملة الصعبة.
- ❖ سياسة الاكتفاء الذاتي في السلع الأساسية والتقليل من السلع المستوردة.
- ❖ تنويع مصادر الدخل وعدم الاعتماد الكلي على البترول كمصدر رئيسي للدخل.

المراجع:

1. شيبي عبد الرحيم، وآخرون، **"الآثار الاقتصادية الكلية لصدمات السياسة المالية بالجزائر: دراسة تطبيقية"**، مجلة منتدى البحوث الاقتصادية، ورقة بحث رقم 536، مصر، 2010.

2. R. Bourbonnais, **Econométrie**, 9ieme Edition, Dunod Edition, Paris, 2015, p225.

3. Blanchard. O, Perotti. R, "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", Quarterly Journal of Economics, Discussion Paper 117 , Londen 2002.

4. Perotti, R, " Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". CEPR Discussion Paper 168. Center for Economic Policy Research, London, 2005.

5. J.Gottschalk ,**An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models,** Kiel Institute of World Economics, Paper N° 1072, 2001.

مواقع الانترنت :

6. Banque d'Algérie: www.bank-of-algeria.dz/

7. Fonds Monétaire International **(**IMF**):**
www.imf.org/external/french/

8. Groupe de la Banque mondiale: www.albankaldawli.org/

9. Ministère des finances : www.mf.gov.dz/

10. Office National des Statistiques (ONS): www.ons.dz/