

أثر صدمات أداة معدل إعادة الخصم على ديناميكية الاقتصاد الحقيقي في الجزائر: دراسة قياسية باستخدام نماذج SVAR للفترة (1990-2017).

The effect of shocks of the discount rate instrument on the real economy dynamics in Algeria, a standard study using SVAR models for the period (1990-2017).

د. بروكي عبد الرحمان^{1*}، د. حساني بوحسون²

¹جامعة أحمد دراية أدرار (الجزائر)، abrouki@univ-adrar.edu.dz

²جامعة أحمد دراية أدرار (الجزائر)، bouhassoun.h88@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2021/04/28

تاريخ القبول: 2021/07/12

تاريخ النشر: 2021/08/04

Abstract :	المخلص:
This paper aims to study the effects of the shocks of the discount rate tool as a quantitative tool of monetary policy on the real non-oil output and on the consumer price index (representatives of the real economy) in Algeria, using the SVAR approach, and using quarterly data. An annual period spanning the period (1990-2017). The results of the standard study indicated that the response of the non-oil real output and the CPI to the shocks occurring in the discount rate tool was significant, but weak in the short and long term, which strongly indicates the existence of stagnation in the speed and degree of response, which can be attributed to the lack of The ability of monetary policy alone can affect the real economy in Algeria. Keywords: Shocks of the discount rate instrument, Real Economy, Non-Oil Real Output, Inflation, SVAR Models. JEL Classification Codes : C01- C25- E50- E52	تهدف هذه الورقة البحثية، إلى دراسة آثار صدمات أداة معدل إعادة الخصم كأداة كمية من أدوات السياسة النقدية على الناتج الحقيقي غير النفطي وعلى الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (ممثلين عن الاقتصاد الحقيقي) بالجزائر، باستخدام مقاربة نماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR، وباستعمال بيانات ربع سنوية امتدت من الفترة (1990-2017). أشارت نتائج الدراسة القياسية، إلى أن استجابة الناتج الحقيقي غير النفطي والرقم القياسي لأسعار المستهلكين للصدمات التي تحدث في أداة معدل إعادة الخصم كانت معنوية ولكنها ضعيفة في الأجلين القصير والطويل، وهو ما يشير بقوة إلى وجود جمود في سرعة ودرجة الاستجابة، والذي يمكن إرجاعه إلى عدم قدرة السياسة النقدية لوحدها التأثير في الاقتصاد الحقيقي للجزائر. الكلمات الدالة: صدمات أداة معدل إعادة الخصم، اقتصاد حقيقي، ناتج حقيقي غير نفطي، التضخم، نماذج SVAR. تصنيفات JEL: C01- C25- E50- E52

مقدمة :

تعتبر السياسة النقدية إحدى أهم مجالات السياسة الاقتصادية العامة، والتي تهدف إلى تحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار، والرفع من معدلات النمو الاقتصادي، بما يضمن تحقيق الأهداف الاقتصادية لكل دولة سواء كانت نامية أو متقدمة. كما تلعب السياسة النقدية دورا فعال في التأثير على ديناميكية الاقتصاد الحقيقي، من خلال إستخدام مختلف الأدوات الكمية للسياسة النقدية وخاصة معدل إعادة الخصم.

إنصب إهتمام السلطات النقدية في الجزائر على التأثير في ديناميكية الاقتصاد الحقيقي، باستخدام أداة معدل إعادة الخصم منذ صدور قانون النقد والقرض (90 - 10) حتى إلى غاية إعتداد بنك الجزائر في نهاية سنة 2017 لأدوات أخرى، تتمثل في التمويل غير التقليدي، للتأثير على كل من الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (ممثلا عن التضخم)، والنتائج الحقيقية غير النفطية (ممثلا عن النمو)، مما يسمح بتحديد الأهداف النهائية للسياسة النقدية في الجزائر.

إشكالية الدراسة : بناءا على ما سبق، يمكن صياغة إشكالية بحثنا في السؤال الرئيسي التالي:

ما هي آثار صدمات أداة معدل إعادة الخصم على ديناميكية الاقتصاد الحقيقي (الرقم القياسي لأسعار

المستهلكين وعلى الناتج الحقيقي غير النفطي) في الجزائر خلال الفترة (1990-2017)؟.

وللإجابة على هذا التساؤل الرئيسي، تم وضع الأسئلة الفرعية التالية:

- هل يوجد أثر لأداة معدل إعادة الخصم على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين وعلى الناتج الحقيقي غير النفطي في الجزائر خلال فترة الدراسة؟.

- ما هي درجة وسرعة استجابة كل من الرقم القياسي لأسعار المستهلكين والناتج الحقيقي غير النفطي للصدمات التي تحدث لأداة معدل إعادة الخصم في الجزائر خلال فترة الدراسة؟.

فرضيات الدراسة : للإجابة على التساؤل الرئيسي، والأسئلة الفرعية المطروحة، فإنه يمكن وضع الفرضيات التالية :

- يوجد أثر لأداة معدل إعادة الخصم على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، ولا وجود لهذا الأثر على الناتج الحقيقي غير النفطي في الجزائر خلال فترة الدراسة.

- تمتاز درجة استجابة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بالضعف، وغياب درجة استجابة الناتج الحقيقي غير النفطي، للصدمات التي تحدث لأداة معدل إعادة الخصم في الجزائر خلال فترة الدراسة.

أهداف الدراسة : الهدف من هذه الدراسة، هو قياس أثر صدمات أداة معدل إعادة الخصم على ديناميكية الاقتصاد الحقيقي في الجزائر، ممثلا في كل من الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (معبرا عن التضخم)،

والناتج الحقيقي غير النفطي (معبرا عن النمو الاقتصادي)، مع إبراز طبيعة العلاقة الموجودة بين جميع متغيرات الدراسة.

منهج الدراسة : تم الإعتماد في هذه الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي، من أجل عرض الإطار النظري لهذه لدراسة، بالتطرق إلى الأدبيات المتعلقة بمختلف جوانبها، وكذا إستخدام الأسلوب القياسي، لإختبار أثر صدمات أداة معدل إعادة الخصم على الاقتصاد الحقيقي في الجزائر، باستخدام مقاربة نماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي الهيكلي **SVAR**، وبالإستعانة بالبرنامج الإحصائي **Eviews.10**.

الدراسات السابقة : إن من بين أهم الدراسات العربية السابقة التي تناولت هذا الموضوع هي كالاتي:

• **دراسة زهير حمبلي (فبراير 2021)، بعنوان: " دور سعر إعادة الخصم في تحقيق الاستقرار الاقتصادي من خلال السياسة النقدية في ظل أزمة مجموعة الأورو - الدور الفعال للبنك المركزي الأوروبي: هدفت هذه الدراسة إلى إبراز الدور الفعال لسعر إعادة الخصم في إعادة الاستقرار والتوازنات الاقتصادية، وكيفية التأثير على مؤشرات الاقتصاد الكلي، وذلك بالإعتماد على المنهج الوصفي التحليلي. ومن أهم النتائج التي توصل إليها الباحث هو أن سعر إعادة الخصم يلعب دور فعال في تحقيق الاستقرار الاقتصادي، كما أن له الأثر الكبير على مؤشرات الاقتصاد الكلي.**

• **دراسة مشري فريد، دوفي قرمية، عيساوي سهام (جوان 2020)، بعنوان: أثر الأدوات الكمية للسياسة النقدية على معدلات التضخم الشهرية في الجزائر خلال الفترة الممتدة من 2014 إلى 2017: هدفت هذه الدراسة إلى بناء نموذج قياسي يعبر عن العلاقة بين الأدوات الكمية للسياسة النقدية ومعدلات التضخم الشهرية بدراسة تأثير كل من أداة معدل إعادة الخصم، معدل الاحتياطي الاجباري وسياسة السوق المفتوحة، على معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة من جانفي 2014 إلى نهاية 2017، باستخدام نموذج الانحدار الخطي المتعدد. ومن أهم النتائج التي توصل إليها الباحثون إلى عدم وجود أثر وجود أثر لسياسة السوق المفتوحة على معدلات التضخم الشهرية، فيما تؤثر كل من أداتي معدل إعادة الخصم ومعدل الاحتياطي الاجباري على معدلات التضخم الشهرية في الجزائر.**

• **دراسة بوصافي كمال وبوسيكي حليلة (أبريل 2018)، بعنوان: " قياس وتحليل اثار صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي (VAR) للفترة من (2000-2016). هدفت هذه الدراسة إلى التعرف على آثار صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي في الجزائر باستخدام أسلوب أشعة الانحدار الذاتي (VAR)، وتخص المتغيرات التالية: الناتج الداخلي الاجمالي، الكتلة النقدية، سعر الفائدة الاسمي، سعر الصرف وحجم القروض الموجهة للاقتصاد. وقد أشارت نتائج تحليل دوال الاستجابة لرود الفعل إلى أن حدوث صدمة عشوائية في كل من الكتلة النقدية والقروض الموجهة للاقتصاد بمقدار انحراف**

معياري واحد سيكون لها أثر موجب دائما على الناتج الاجمالي، وأثر سالب عند حدوث صدمة غير متوقعة في سعر الفائدة الاسمي، وأثر موجب عند حدوث صدمة عشوائية في سعر الصرف على الناتج الداخلي الاجمالي. **المحور الأول: الإطار النظري لأداة معدل إعادة الخصم والاقتصاد الحقيقي في الجزائر.**

تعتبر أداة معدل إعادة الخصم من بين أهم الأدوات الكمية التي يستخدمها البنك المركزي في التأثير على النشاط الاقتصادي الحقيقي، لتحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار (السيطرة على معدلات التضخم)، وكذا الرفع من معدلات النمو في الاقتصاد، من خلال تحريك البنوك المركزية لأداة كمية أو أكثر بغرض التأثير في المتغيرات الاقتصادية الكلية، وبالتالي ضمان فعالية السياسة النقدية في التأثير على النشاط الاقتصادي الحقيقي.

ولهذا، يشمل هذا الإطار، محاولة التعريف بالسياسة النقدية وأدواتها الكمية، مع عرض تطور أداة معدل إعادة الخصم في الجزائر ومدى تأثيرها في متغيرات الاقتصاد الحقيقي في الجزائر خلال فترة الدراسة.

الفرع الأول: ماهية السياسة النقدية :

يمكن إبراز ماهية السياسة النقدية، من خلال ما يلي:

1. مفهوم السياسة النقدية :

يعرف الطاهر لطرش السياسة النقدية بأنها: " مجموع التدابير والإجراءات التي يتخذها البنك المركزي أو السلطات النقدية من أجل إحداث أثر على الاقتصاد ومن أجل ضمان استقرار الأسعار والصرف "(الطرش، 2015، صفحة 138).

وتعرف أيضا السياسة النقدية على أنها: " عبارة عن مجموعة من الإجراءات اللازمة التي تمكن السلطات النقدية من ضبط عرض النقود أو التوسع النقدي، ليتماشى وحاجة المتعاملين الاقتصاديين. وهي هدف البنك المركزي في ممارسته للرقابة على النقود، على معدلات الفائدة وعلى شروط القروض. ويمكن لهذه السياسة أن تكون تقييدية بمعنى أنها تسعى إلى تقليص عرض النقود ورفع معدلات الفائدة قصد كبح نمو الناتج المحلي الخام، خفض التضخم أو رفع سعر صرف العملة الوطنية، ويمكن لهذه السياسة أن تكون توسعية (سياسة نقود السوق الجيد)، وتسعى إلى زيادة عرض النقود قصد تخفيض معدلات الفائدة تشجيعا لزيادة الاستثمار ومنه نمو الناتج المحلي الخام(قدي، 2017، صفحة 53).

وبهذا، يمكن القول أن السياسة النقدية : هي عبارة عن تلك السياسة التي تشمل مجموعة من الإجراءات التي يقوم بها البنك المركزي من خلال تحريك أدواته للتأثير على النشاط الاقتصادي النقدي ومن ثم الاقتصاد الحقيقي في البلد.

2. الأدوات الكمية للسياسة النقدية : تتمثل أهم الأدوات الكمية للسياسة النقدية في كل من :

- **أداة معدل إعادة الخصم :**

يقصد بسياسة إعادة الخصم استخدام البنك المركزي لسعر الخصم من أجل رقابة الائتمان، وذلك عن طريق رفع هذا السعر عندما يريد أن تقبض البنوك التجارية الائتمان الذي تمنحه لعملائها، وخفض هذا السعر عندما يريد أن تبسط البنوك هذا الائتمان، وسعر الخصم هو سعر الفائدة أو الثمن الذي يتقاضاه البنك المركزي مقابل تقديم القروض وخصم الأوراق التجارية والمالية في المدة القصيرة (محمد، 2015، صفحة 05).

ويسمى أيضا سعر إعادة الخصم بسياسة سعر الفائدة، فيؤدي تغيير معدلات إعادة الخصم إلى تغيير معدلات الفائدة (محمود، 2015، صفحة 07).

• سياسة السوق المفتوحة :

وتعني سياسة السوق المفتوحة، دخول البنك المركزي للسوق النقدية من أجل تخفيض أو زيادة حجم الكتلة النقدية عن طريق بيع أو شراء الأوراق المالية من أسهم وسندات، وتعتبر هذه الوسيلة الأكثر شيوعا واستعمالا خاصة للدول المتقدمة، فقد اعتبرها " فريدمان " من أكثر الأدوات نجاعة وفعالية في التأثير على المعروض النقدي. أما " كينز " فإنه يعتبر هذه الأداة أكثر فعالية مقارنة بأدوات السياسة النقدية الأخرى، لأنها تؤثر تأثير مباشر على المعروض النقدي، ومن ثم في حجم الائتمان الذي تمنحه البنوك، فهي أداة غير تضخمية، إلا أنه يقر أن استعمال هذه الأداة غير كاف ما لم تصحب بأدوات أخرى خاصة تلك الأدوات المتعلقة بالسياسة المالية، وأن تتمتع الدول بأسواق نقدية ومالية متطورة ومنظمة (علي، 2017، صفحة 02).

• أداة الاحتياطي الإلزامي :

ويقصد بالاحتياطي الإلزامي، النسبة التي يفرضها البنك المركزي على البنوك التجارية من أجل الاحتفاظ بنسبة معينة من التزاماتها الحاضرة على شكل رصيد دائن لدى البنك المركزي، ويمكن لهذا الأخير تغيير هذه النسبة بقرار منه عند اللزوم (كمال، 2018، صفحة 54). وهذا الاحتفاظ يختلف عن الرصيد السائل الذي يتبقه البنوك التجارية لمواجهة طلبات السحب المحتملة من طرف المودعين، ولم يعد الهدف من هذه الأداة هو حماية المودعين فقط، بل أصبحت وسيلة فنية من شأنها التأثير على قدرة البنوك التجارية على خلق الائتمان، وذلك حسب أغراض السياسة النقدية ومقتضيات الوضع الاقتصادي السائد (الطيب، 2017، صفحة 103).

الفرع الثاني: تطور أداة معدل إعادة الخصم وأثرها على متغيرات الاقتصاد الحقيقي (الناتج والتضخم) في الجزائر.

1. تطور أداة معدل إعادة الخصم في الجزائر:

بدأ التطبيق الفعلي لأداة معدل إعادة الخصم بنظام التحديد الموحد في الجزائر، بعد صدور قانون النقد والقرض (90-10)، حيث يقوم مجلس النقد والقرض بكيفياته وشروط تحديده (الرسمية، 2003، صفحة 06). والجدول الموالي يوضح تطور أداة معدل إعادة الخصم في الجزائر خلال فترة الدراسة.

الجدول رقم (01): تطور معدل إعادة الخصم في الجزائر خلال الفترة (1990-2017).

الوحدة: نسبة مئوية %

السنة	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
DR	10.5	10.5	11.5	11.5	15	14	13	11	9.5	8.5
السنة	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
DR	6.5	6	5.5	4.5	4	4	4	4	4	4
السنة	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017		
DR	4	4	4	4	4	4	3.5	3.75		

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على : - النشرة الإحصائية الثلاثية، بنك الجزائر، رقم 24، ديسمبر 2013، ص، ص: 17-19. النشرة الإحصائية الثلاثية، بنك الجزائر، رقم 40، ديسمبر 2017، ص: 17.

من خلال الجدول أعلاه، يتضح أن تطور أداة معدل إعادة الخصم في الجزائر قد عرف تطورات متفاوتة خلال فترة الدراسة، فقد تم تعديله بعد صدور قانون النقد والقرض، وهذا بسبب النمو الشديد للكتلة النقدية والذي يرجع إلى تحرير أسعار الفائدة ورغبة البنك المركزي في تحقيق أهدافه خاصة التخفيف من حدة التضخم، حيث قام بنك الجزائر برفعه من 7.5% في سنة 1989 إلى 10.5% سنة 1990، ثم إلى 11.5% سنة 1991، ليثبت عند هذه النسبة إلى غاية شهر أبريل 1994 ليرتفع إلى 15% سنة 1995، إلا أن ارتفاع معدل التضخم نتيجة تدهور سعر الصرف وتحرير أسعار الفائدة حالت دون تحقيق الهدف المطلوب. كما عرف معدل إعادة الخصم إنخفاضاً بداية من سنة 2001، منذ ظهور فائض السيولة وانخفاض طلبات اللجوء لإعادة التمويل من طرف بنك الجزائر، لتصل نسبة 5.5% سنة 2002 مقارنة بنسبة 2001، والتي كانت 6%، أما بالنسبة لسنة 2003 فقد عرفت انخفاضاً بنصف نقطة، ولتشهد استقرار عند معدل 4% بداية من سنة 2004 إلى غاية 2017، وهذا راجع إلى انعدام إعادة التمويل لدى بنك الجزائر من طرف البنوك (مدوخ، 2011، صفحة 375).

2. فعالية أداة معدل إعادة الخصم في التأثير على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين وعلى الناتج الحقيقي غير النفطي في الجزائر.

مما لا شك فيه، أن قضية المحافظة على استقرار الأسعار (التضخم) وتحقيق هدف النمو الاقتصادي، أصبحت قضية رئيسية تهيم عليها أهداف السياسة الاقتصادية لأي دولة، وبالتالي أخذت السياسة النقدية في الأوقات الحالية مكانة هامة من بين أدوات السياسة الاقتصادية الأخرى، من خلال تفعيل أدواتها للتأثير على مختلف مؤشرات التوازن الاقتصادي الكلي (البناء، 2016، صفحة 284).

وقد سعت السلطات النقدية في الجزائر، من أجل رفع معدلات النمو الاقتصادي خارج قطاع المحروقات، مع المحافظة على استقرار الأسعار (التضخم)، من خلال تفعيل أدواتها الكمية، لتقوم بدورها الفعال في تحفيز الادخار من أجل المزيد من الاستثمارات، من خلال تحريك أداة معدل إعادة الخصم كأداة كمية من أدوات

السياسة النقدية، وهذا لا يتجلى إلا من خلال زيادة معدلات النمو الاقتصادي والمحافظة على مستويات مقبولة من معدلات التضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة.

ولتحديد حجم معدلات النمو الاقتصادي ومعدلات التضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة، فإننا نوجزها في الجدول الآتي:

الجدول رقم (02): تطور معدلات النمو الاقتصادي ومعدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة (1990 - 2017).

الوحدة: مليار دج.

السنوات	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
معدل النمو الحقيقي %	1.25	-1.2	1.6	-2.1	-0.9	3.84	3.8	1.1
معدل التضخم	16.7	25.9	31.7	20.5	29.00	29.8	18.7	5.7
السنوات	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
معدل النمو الحقيقي %	5.1	3.2	3.8	3	5.6	7.2	4.3	5.9
معدل التضخم	5.00	2.6	0.3	4.2	1.4	4.3	4	1.4
السنوات	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
معدل النمو الحقيقي %	1.7	3.3	2.4	1.6	3.6	2.8	3.3	2.8
معدل التضخم	2.3	3.7	4.9	5.7	3.9	4.5	8.9	3.3
السنوات	2014	2015	2016	2017				
معدل النمو الحقيقي %	4.1	2.9	3.4	2.8				
معدل التضخم	2.92	4.78	6.40	5.9				

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على : - النشرة الإحصائية الثلاثية، بنك الجزائر، رقم 24، ديسمبر 2013، ص: 17-19. النشرة الإحصائية الثلاثية، بنك الجزائر، رقم 40، ديسمبر 2017، والنشرات الإحصائية للسنوات 2013، 2015، 2016، ص: 17.

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه، أن الجزائر لم تحقق معدلات نمو مرتفعة ابتداء من سنة 1990، بل وفي بعض الفترات سجلت معدلات سالبة للنمو الحقيقي قدر بـ: (-2.1%، -0.9%)، بالترتيب سنتي 1993 و 1994، لينخفض معدل النمو الحقيقي قليلا من سنة 1995 إلى 1998 بمعدل قدره 7.2%، إلى 5.1% على الترتيب.

أما خلال الفترة من (1999-2014)، فقد عرفت معدلات النمو تحسن بشكل ملحوظ، إذ إنتقل معدل النمو من 3.2% سنة 1999، إلى 7.3% سنة 2003، ويرجع السبب في ذلك إلى عودة إرتفاع أسعار المحروقات إبتداء من الثلاثي الأخير لسنة 1999، والذي أضفى نوعا من الراحة المالية، قتم استغلالها في بعث النشاط الاقتصادي من خلال برامج تنموية تهدف إلى تنشيط الطلب الكلي، من خلال تحفيز المشاريع

الاستثمارية العمومية الكبرى، ضمن ما يسمى بمخطط دعم الإنعاش الاقتصادي (أمين، 2015، صفحة 04).
تعرف بذلك مستويات مقبولة خلال كل مراحل الدراسة.

أما بالنسبة لتطور معدلات التضخم في الجزائر، فقد لوحظ أن هذه المعدلات قد شهدت ارتفاعا كبيرا خلال السنوات من 1990 إلى غاية 1995، ويرجع السبب في ذلك، إلى سياسة التوسع والدعم الحكومي الذي إعتدته الجزائر ابتداء من سنة 1992، مع زيادة الإصدار النقدي لتغطية العجز في الميزانية العامة في الجزائر آنذاك، أما خلال باقي السنوات الأخرى من الدراسة، فقد حققت معدلات التضخم في الجزائر مستويات مقبولة، وهذا جاء نتيجة لتفعيل السلطات النقدية لأدواتها الكمية ولا سيما أداة معدل إعادة الخصم، من أجل المحافظة على إستقرار الأسعار في الجزائر.

المحور الثاني: قياس أثر صدمات أداة معدل إعادة الخصم على الاقتصاد الحقيقي في الجزائر.

الفرع الأول: الطريقة والأدوات :

من أجل تقدير آثار صدمات أداة معدل إعادة الخصم على الاقتصاد الحقيقي في الجزائر، سوف نقوم ببناء مقارنة نماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR. في هذا الصدد، سوف نقوم بالتعرف أولا على منهجية هذا النموذج، ثم توصيف متغيرات نموذج دراستنا الحالية ثانيا، وهما كالآتي:

1. منهجية تقدير النموذج :

بعدما زاد الاهتمام بنماذج VAR بشكل متزايد، خاصة بعدما قدم سيمز (1980) نقدا لنهج المعادلات المتزامنة، فإن نموذج VAR هو عبارة عن نموذج صغير ومخفض، لإفتقاده إلى أسس النظرية الاقتصادية، والذي كان أحد أهم عيوب هذا النموذج (Cooley, 2016, p. 283). وإستجابة لذلك، طور Blanchard و Watson (1984) و Bernanke (1986) هذا النموذج، يعرف بإسم أشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR، حيث أصبحت النماذج من هذا النوع أداة مهمة في التحليل الاقتصادي الكلي، وقد أستخدمت لتحليل آثار الصدمات النقدية (Christiano et al. 1999)، وتأثيرات الصدمات التكنولوجية (Galli. 1999)، وتأثيرات صدمات السياسة المالية (Rotemberg and woodford. 1992) (Mann, 2004، صفحة 107).

لذا إستند إختيارنا لنماذج SVAR في إعداد هذه الدراسة، كونها التقنية الأنسب بلوغ هدف الدراسة، فهي تسمح لنا بمحاكاة أثر الصدمات على المتغيرات الاقتصادية الكلية، وتمتاز بمرونة عالية مقارنة مع النماذج التجميعية الأخرى.

تكتب الصيغة العامة لنماذج (SVAR) على النحو التالي (كبير، 2017، صفحة 71):

$$A_0 Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t$$

حيث:

Y_t (nx1) يمثل شعاع المتغيرات الاقتصادية قيد الدراسة.

U_t : تمثل $(n \times 1)$ شعاع الصدمات العشوائية الغير مرتبطة ذاتيا، أي أن $E(U_t) = 0$.

A_0, A_1, A_p : عناصر المصفوفات، وتمثل المعالم الهيكلية للنموذج.

في نموذج **SVAR**، يجب التركيز في كل شيء على علاقة $e_t = A^{-1} U_t$ ، (والتي تربط الشكل المختزل بالشكل البنيوي). سوف نعود ونتذكر أن المصفوفة المربعة والمتناظرة **A** تتكون من " 1 " في القطر " 0 " في باقي قيم المصفوفة، وذلك للتعبير عن عدم وجود آثار متزامنة أو هيكلية بين المتغيرات في نموذج **VAR** البسيط. في المقابل، فإنه وفي نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي **SVAR**، نبدأ " بالتحليل والتركيب الهيكلي - Factorisation Structurel " الذي يتوقف على تعديل عناصر المصفوفة **A** حتى تصبح معرفة وتأخذ بعين الاعتبار آثار المتغيرات الهيكلية. تعديل عناصر المصفوفة **A** لا يجب أن يكون بشكل عشوائي، بل يتطلب منا أن نعود ونستخدم النظرية الاقتصادية. أيضا، فإن تعديل المصفوفة **A** قد يعرضنا للوقوع في خطر التحديد الجيد للنموذج **SVAR**، مما سيجعل من الصعب تقدير الشكل المختزل. وللتعامل مع مشكلة تحديد هويته يجب فرض قيود على نموذج **SVAR** (حماني، 2018، صفحة 55).

ومن أجل تحديد الصدمات الهيكلية يجب تشكيل مصفوفة الانتقال **P** التي تحقق العلاقة التالية: $e_t = P \cdot U_t$ ، وذلك كما يلي:

- أولا كتابة المساواة $t = P \cdot U_t$ على النحو التالي: $e_t = B \cdot u_t A$ ، حيث أن: $p = A^{-1} B$.

- تثبيت بعض العناصر غير القطرية للمصفوفتين **A** و **B** بالإعتماد 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 a_{ij} (قيود اقتصادية).

- تثبيت العناصر القطرية بإعطائها قيمة 1.

- وضع الفرضيات مع الأخذ بعين الاعتبار حالة البلد، والتمييز بين الأجلين القصير والطويل (يحي، 2014، صفحة 88).

2. توصيف متغيرات الدراسة :

يتضمن نموذج دراستنا الحالية، ثلاثة متغيرات فقط، تعمل على تحديد كيفية إستجابة كل من الناتج الحقيقي غير النفطي والرقم القياسي لأسعار المستهلكين (ممثلا عن التضخم) لصددمات أداة معدل إعادة الخصم في الجزائر، وباستخدام بيانات ربع سنوية خلال الفترة (1990-2017)، وبلاستعانة بنماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي الهيكلية **SVAR**، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10. قصد إختبار فرضيات الدراسة، من أجل إثبات مدى صحتها أو نفيها، فإنه قد تم تحديد متغيرات النموذج الثلاثة التالية كما يلي:

- المتغيرات التابعة : الناتج الحقيقي غير النفطي، ونرمز له بالرمز **RGDP**، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين (ممثلا عن التضخم)، ونرمز له بالرمز **CPI**.

- المتغير المستقل : ويتمثل في سلسلة أداة معدل إعادة الخصم فقط، ونرمز له بالرمز **DR**.

نقوم في هذه المرحلة بتقدير نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR لهذا النموذج، باستعمال طريقة المربعات الصغرى وفق مجموعة من الفرضيات هي كالآتي:

- لا يتأثر معدل إعادة الخصم (DR)، بصدمات المتغيرات الأخرى، إلا لصدمة هيكلية في معدل إعادة الخصم.
- يتأثر الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك (CPI) بصدمات هيكلية في معدل إعادة الخصم (DR)، إلى جانب استجابة ذاتية.
- يتأثر الناتج الحقيقي غير النفطي (RGDP)، بصدمات هيكلية في معدل إعادة الخصم (DR)، إلى جانب استجابة ذاتية.

الفرع الثاني: نتائج الدراسة ومناقشتها :

يهتم هذا الجزء من الدراسة، بعرض نتائج الدراسة الحالية، ومناقشة مضامينها، وتفسيرها تفسيراً إقتصادياً.

1. نتائج الدراسة القياسية:

توصلت نتائج هذه الدراسة إلى ما يلي:

1-1 . دراسة استقرارية متغيرات الدراسة.

كما جرت العادة، أنه عند استخدام السلاسل الزمنية، خصوصاً في تحليل الحالات القطرية، فإنه لا بد من دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لكل المتغيرات المستخدمة في تقدير هذا النموذج، وذلك باستخدام كل من: الإختبار المعزز لديكي فولر للجذور الوحيدة Dickey- Fuller، وإختبار Philips- Perront(bourbonnais, 2002, p. 233). وبمساعدة برنامج Eviews10، تم الحصول على النتائج المبينة في الجدول التالي:

الشكل رقم (01): دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة.

UNIT ROOT		TEST	TABLE	(ADF)	
		At	Level		
With Constant	t-Statistic		RGDP	CPI	DR
	Prob.	0.9999	0.9310	0.8055	
	t-Statistic	2.3797	-1.3158	-1.7809	
With Constant & Trend	t-Statistic		n0	n0	n0
	Prob.	1.0000	0.8789	0.7075	
	t-Statistic	0.4712	6.2163	-1.1317	
Without Constant & Trend	t-Statistic		n0	n0	n0
	Prob.	0.8149	1.0000	0.2333	
		At First Difference			
With Constant	t-Statistic		d(RGDP)	d(CPI)	d(DR)
	Prob.	0.9995	0.0000	0.0000	0.0000
	t-Statistic	0.6741	-11.8658	-15.3515	
With Constant & Trend	t-Statistic		n0	n0	n0
	Prob.	0.9996	0.0000	0.0000	0.0000
	t-Statistic	1.9960	-2.6050	-15.4391	
Without Constant & Trend	t-Statistic		n0	n0	n0
	Prob.	0.9888	0.0095	0.0000	

UNIT ROOT TEST TABLE (PF)		At Level			
With Constant	t-Statistic	RGDP	CPI	DR	
	Prob.	1.2938	-0.2515	-0.9805	
	t-Statistic	0.9985	0.9272	0.7583	
With Constant & Trend	t-Statistic	n0	n0	n0	
	Prob.	0.9937	0.8312	0.1513	
	t-Statistic	1.8292	4.7618	-0.7818	
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.9836	1.0000	0.3754	
	Prob.	n0	n0	n0	
		At First Difference			
With Constant	t-Statistic	d(RGDP)	d(CPI)	d(DR)	
	Prob.	-10.7051	-11.8686	-15.3712	
	t-Statistic	0.0000	0.0000	0.0000	
With Constant & Trend	t-Statistic	-11.0106	-11.8234	-15.2848	
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	
	t-Statistic	-10.5971	-10.0060	-15.3148	
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.0000	0.0000	0.0000	
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	
	t-Statistic	0.0000	0.0000	0.0000	

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

2.1. تحديد عدد فترات الإبطاء في النموذج.

أظهرت نتائج هذا الإختبار وبالإعتماد على كل من معيار (LR. FPE. AIC.SC.HQ)، تم تحديد فترات الإبطاء المناسبة في النموذج والتي تعطي أقل قيمة للمؤشرات (LR. FPE. AIC.SC.HQ)، وقد كانت النتائج كما هي موضحة في الجدول التالي:

الجدول (03): نتائج إختبار تحديد عدد فترات الإبطاء في النموذج VAR خلال الفترة (1990-2017).

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: DRGDP DCPI DDR						
Exogenous variables: C						
Date: 07/26/20 Time: 15:14						
Sample: 1990Q1 2017Q4						
Included observations: 107						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1099.130	NA	177535.3	20.60055	20.67549*	20.63093*
1	-1088.626	20.22212	172632.5*	20.57245*	20.87220	20.69396
2	-1085.627	5.605624	193212.4	20.68462	21.20919	20.89727
3	-1079.092	11.84880	202540.9	20.73069	21.48008	21.03448
4	-1065.934	23.11888*	187766.3	20.65297	21.62717	21.04790

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

تبين نتائج هذا الجدول، أن فترات الإبطاء المناسبة والموافقة لأصغر قيمة للمعايير (FPE. AIC)، هي (1 : P)، وبالتالي فإن عدد فترات الإبطاء في النموذج الأساسي تقدر بـ (01) فترة زمنية واحدة.

3.1. اختبار التكامل المتزامن (Johannes and Jusellius, 1995).

تكمن أهمية هذا الإختبار في إكتشافه ما إذا كان هناك تكاملاً مشتركاً فريداً أم لا، وفي حالة عدم تحققه ستظل العلاقة التوازنية بين المتغيرات مثيرة للشك، ولتحديد عدد علاقات التكامل المشترك بين المتغيرات المدروسة، يعتمد جوهانسن ويلسون على إختبارين هما: إختبار الأثر Trace Statistic، وإختبار القيمة الذاتية العظمى (Johansen, 1988, p. 231) Max Eigen value. وبعد إجراء هذا الإختبار على النموذج المستخدم في هذه الدراسة، تظهر نتائج إختبار الأثر كما هي موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (04): نتائج إختبار التكامل المتزامن (Johannes and Jusellius).

Date: 07/29/20 Time: 19:04		
Sample (adjusted): 1992Q1 2017Q4		
Included observations: 104 after adjustments		
Trend assumption: No deterministic trend		
Series: RGDP CPI DR		
Lags interval (in first differences): 1 to 7		
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)		

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.200730	38.46169	24.27596	0.0004
At most 1 *	0.126286	15.15977	12.32090	0.0163
At most 2	0.010707	1.119531	4.129906	0.3377
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

يتضح من خلال الجدول أعلاه، أن قيمة Trace Statistic أكبر من القيمة الحرجة، وبالتالي نقبل الفرضية العدمية، أي وجود علاقة تكامل متزامن بين كل من معدل إعادة الخصم، مؤشر أسعار الاستهلاك والناتج الحقيقي غير النفطي، حيث أظهرت النتائج أن عدد متجهات التكامل المتزامن هو $r=2$ ، عند مستوى معنوية 5% ($38.46 > 24.27$)، مما يدل على وجود علاقة قصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة، مما يعني أن المتغيرات يمكن أن تحظى بتمثيل نموذج الانحدار الذاتي SVAR.

4.1. اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي معادلات النموذج.

لفحص طبيعة بيانات السلاسل الزمنية، تم استخدام عدة اختبارات تتمثل في إختبار كل من (Skewness, Kurtosis, Jarque-Bera)، على أن تتص فرضية العدم أن سلسلة البواقي لها توزيع طبيعي، ويوضح الجدول التالي نتيجة هذه الإختبارات.

الجدول رقم (05): نتائج إختبارات التوزيع الطبيعي لمتغيرات الدراسة.

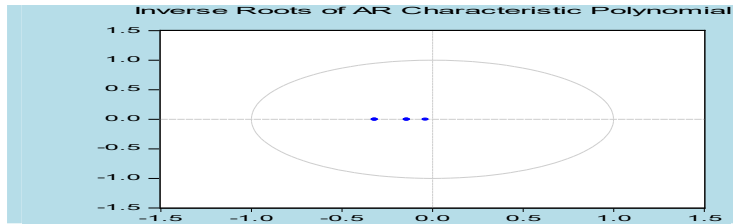
VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Estimated from Structural VAR				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Date: 07/26/20 Time: 15:36				
Sample: 1990Q1 2017Q4				
Included observations: 110				
Component	Skewness	Chi-sq	Df	Prob.*
1	9.531102	1665.435	1	0.0000
2	-0.185122	0.628283	1	0.4280
3	2.081332	79.41895	1	0.0000
Joint		1745.482	3	0.0000
Component	Jarque-Bera	Df	Prob.	
1	42059.04	2	0.0000	
2	137.1428	2	0.0000	
3	2136.536	2	0.0000	
Joint	44332.71	6	0.0000	
*Approximate p-values do not account for coefficient Estimation				

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

نلاحظ من خلال نتائج الجدول السابق، أن قيم كل من اختبار (Jarque-Bera، Skewness)، لجميع البواقي أقل من القيمة الجدولية، حيث أن كل إحتماالاتهم أكبر من 5% ، وبالتالي فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة، أي أن جميع بواقي النموذج الأساسي تتبع التوزيع الطبيعي.

كما بينت نتائج إختبار استقرارية النموذج ككل عن طريق إختبار الجذور المتعددة (أنظر الشكل رقم 1) أدناه، أن جميع المعاملات أقل من الواحد، وكل النقاط داخل حدود الدائرة، وهذا يدل على أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الخطي أو عدم تجانس التباين. إذ يمكننا الإستنتاج بأن النموذج القياسي المستخدم للدراسة مستقر تماما.

الشكل رقم (02): نتائج إختبار استقرارية النموذج ككل خلال الفترة (1990-2017).



المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

بعد تقديرنا لنموذج VAR القانوني، سوف نعمل الآن على إستنتاج النظام الذي سيسمح لنا بالانتقال من البواقي القانونية إلى البواقي الهيكلية. من أجل إيجاد عناصر مصفوفة الانتقال S التي تحقق لنا المعادلة التالية: $u_t = S \cdot e_t$ ، أو عن طريق حساب المصفوفتين A و B اللتان تحققان لنا المعادلة التالية: $Au_t = B \cdot e_t$ ، مع العلم بأن: $S = A^{-1} \cdot B$. تقدير عناصر المصفوفتين A و B سيساعدنا على إيجاد مصفوفة الانتقال S، باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (two stage OLS). هذه المصفوفة الجديدة هي التي سوف تسمح لنا بإيجاد عوامل النموذج الهيكلية، تباينه، وكذا الاحصائيات الخاصة بكل معامل.

تظهر نتائج تحديد المصفوفتين A و B وكذا مصفوفة الانتقال S للنموذج الأول في الجدول الآتي :

الجدول رقم (06): نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR لمتغيرات النموذج.

Structural VAR Estimates		
Date: 07/26/20 Time: 15:31		
Sample (adjusted): 1990Q3 2017Q4		
Included observations: 110 after adjustments		
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)		
Convergence achieved after 38 iterations		
Structural VAR is over-identified		
Estimated A matrix:		
1.000000	0.000000	0.000000
0.000000	1.000000	0.000000
7.57E-05	-0.042891	1.000000
Estimated B matrix:		
246.5834	0.000000	0.000000
0.000000	1.748544	0.000000
0.000000	0.000000	0.897838
Estimated S matrix:		
246.5834	0.000000	0.000000
0.000000	1.748544	0.000000
-0.018671	0.074997	0.897838

المصدر: من إعداد الباحثون، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

تتمثل مصفوفة الانتقال (S) لنموذج متجهات شعاع الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) لهذا النموذج خلال الفترة (1990-2017) في المصفوفة (S)، وهي كالتالي:

Estimated S matrix:		
246.5834	0.000000	0.000000
0.000000	1.748544	0.000000
-0.018671	0.074997	0.897838

إن هذه المصفوفة (S) هي التي سوف تسمح لنا بالانتقال إلى تحليل دوال الاستجابة الدفعية الهيكلية لهذا النموذج وتحليل تباينه، وكذا الاحصائيات الخاصة بكل معامل.

2. مناقشة النتائج :

بعدما تم تشخيص النموذج SVAR، وتقدير النموذج الهيكلي AB، فإنه يمكننا تحليل ومناقشة آثار الصدمات الهيكلية لمعدل إعادة الخصم على الناتج الحقيقي غير النفطي والتضخم كمؤشرات تعبر عن القطاع الحقيقي في الجزائر، والإستعانة بقيمها لتحليل ردود الإستجابة.

1.2. تحليل الصدمات (دوال استجابة النبض).

ويقصد بإستجابة النبض سلوك المتغيرات الداخلية في النموذج نتيجة للصدمات المختلفة التي قد يتعرض لها النموذج، والغرض من إجراء هذا الإختبار، هو تبيان مدى قدرة متغيرات النموذج في تفسير التغيرات في سلوك المتغيرات (البلعزي، 2018، صفحة 56).

- آثار صدمة أداة معدل إعادة الخصم الموجبة والسالبة على الناتج الحقيقي غير النفطي في الجزائر.

تبين نتائج الملحق رقم (01) والملحق رقم (02) بقائمة الملاحق، دوال الإستجابة الدفعية لآثار صدمات أداة معدل إعادة الخصم على الناتج الحقيقي غير النفطي في الجزائر، خلال فترة عشرة (10) سنوات، بحيث نلاحظ أن حدوث صدمة مفاجئة وبمقدار إنحراف معياري واحد لمعدل إعادة الخصم، سوف تؤدي إلى إستجابة سالبة على حجم الناتج الحقيقي غير النفطي بمقدار (0.27-%) خلال الفترة الثالثة، ليرتفع تدريجيا في الفترة السادسة مسجلا إستجابة إيجابية ولكنها ضعيفة في حجم الناتج الحقيقي غير النفطي قدرها (0.01-%)، أما في المدى الطويل، فإن حدوث صدمة هيكلية بمقدار إنحراف معياري واحد، ستؤدي إلى حدوث أثر معنوي ايجابي ولكنه ضعيفة على الناتج الحقيقي غير النفطي، حيث قدرت هذه الإستجابة بمضاعف قدره (0.000176-%).

- آثار صدمة أداة معدل إعادة الخصم الموجبة والسالبة على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (ممثلا عن التضخم) في الجزائر.

دائما، ومن خلال تحليل ردود الاستجابة الدفعية الهيكلية لهذا النموذج، فإن حدوث صدمة هيكلية مفاجئة وبمقدار إنحراف معياري واحد لمعدل إعادة الخصم، سيكون أثر موجب ومعنوي على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بمضاعف قدره (0.03-%) في الفترة الثالثة، وحدث صدمة هيكلية أخرى في معدل إعادة الخصم بمقدار إنحراف معياري واحد، سيكون له أثر موجب ومعنوي على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بمقدار (7.91-%) في الفترة السادسة، أما عن المدى الطويل فإن حدوث صدمة هيكلية بمقدار إنحراف معياري واحد في معدل إعادة الخصم، سيكون له أثر موجب ومعنوي على الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بمضاعف قدره (9.86-%) في الفترة العاشرة.

2.2. تحليل التباين:

ويقصد بتجزئة التباين، معرفة نسبة التباين التي يسببها متغير ما في نفسه وفي المتغيرات الأخرى، وتكمن أهمية هذا الإختبار في أنه يعطي معدل لأثر أي متغير مفاجئ (Shock) في كل متغير من متغيرات الدراسة على جميع المتغيرات الأخرى (البلعزي، 2018، صفحة 59).

وبناء على نتائج تباين هذه الدراسة، (أنظر الملحق رقم 03)، تظهر معظم التقلبات الظرفية لكل من أداة

معدل إعادة الخصم، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين، والناتج الحقيقي غير النفطي في الجزائر كما يلي:

- تقلبات الناتج الحقيقي غير النفطي بنسبة (99.77-%)، ناتجة عن صدمات في المتغير نفسه على طول فترة الإستجابة، وبنسبة (0.22-%)، ناتجة عن صدمات في معدل إعادة الخصم على طول فترة الإستجابة.
- تقلبات الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بنسبة (98.65-%)، ناتجة عن صدمات في المتغير نفسه خلال طول فترة الإستجابة، وبنسبة (1.31-%)، ناتجة عن صدمة في معدل إعادة الخصم على طول فترة الإستجابة.

- تقلبات معدل إعادة الخصم بنسبة (99.11%)، ناتجة عن صدمات في المتغير نفسه خلال كل فترات الإستجابة.

من خلال نتائج دوال الإستجابة الدفعية الهيكلية وتحليل التباين لهذا النموذج، يتضح لنا جليا على وجود علاقة بين أداة معدل إعادة الخصم والرقم القياسي لأسعار المستهلكين والنتائج الحقيقية غير النفطية في الجزائر، إذ كانت إستجابة الناتج الحقيقي غير النفطية للصدمة الهيكلية في أداة معدل إعادة الخصم ضعيفة وموافقة للنظرية الاقتصادية في المدى القصير والمتوسط، بدءا من الفترة الثالثة من الإستجابة إلى غاية نهاية فترة الإستجابة. أحد التفسيرات المحتملة لهذه الصدمة، هو قيام الحكومة الجزائرية بعد تحرير رسالة النية التي تخص إتفاق الإستعداد الائتماني الثاني للجزائر مع صندوق النقد الدولي بتاريخ 27 أبريل 1991، إلى محاولة التقليل من حجم تدخل الدولة في الاقتصاد، ومحاولة ترقية النمو الاقتصادي عن طريق تفعيل أداء المؤسسات الاقتصادية العمومية والخاصة، بقيام بنك الجزائر عند رسمه للسياسة النقدية إلى تشجيع البنوك على دعم الاستثمار وتشجيع القرارات الائتمانية، من أجل إرساء سياسة نقدية قائمة على دعم الاستثمار في القطاعات الاقتصادية (الفلاحة، الصناعة، التجارة)، وهذا خلال المدى القصير والمتوسط من الاستجابة، أما التقلص الكبير في إستجابة الناتج الحقيقي غير النفطية خلال الفترات الأخيرة من الإستجابة، فيمكن تفسيره من خلال تخلي بنك الجزائر عن استخدام أداة معدل إعادة الخصم وتثبيتته عند معدل (4%) ابتداء من سنة 2004، والإعتماد على أدوات كمية أخرى نتيجة للوضعية المالية الجديدة على مستوى البنوك التي عرفت الجزائر، بسبب فائض السيولة نتيجة لارتفاع أسعار النفط منذ بداية سنة 2001.

أما بالنسبة للرقم القياسي لأسعار المستهلكين (ممثلا عن التضخم)، فقد لوحظ أن إستجابة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين للصدمة الهيكلية في أداة معدل إعادة الخصم، كانت معنوية ولكنها ضعيفة ومتوافقة مع النظرية الاقتصادية في المدى القصير، مع سيطرة أداة معدل إعادة الخصم على التضخم. أحد التفسيرات المحتملة أيضا لهذه الصدمة، هو تطبيق الجزائر لبرنامج الاستعداد الائتماني لسنة 1991، والعمل من خلاله على ترشيد الاستهلاك والادخار عن طريق الضبط الإداري لأسعار السلع والخدمات وأسعار الصرف، أما في المدى المتوسط والطويل فيلاحظ وجود نتائج مخالفة للنظرية الاقتصادية، بإرتفاع الرقم القياسي لأسعار المستهلكين وعدم التأثير فيه من طرف معدل إعادة الخصم، إذ يمكن القول أن أحد التفسيرات المحتملة لغياب هذا التأثير، هو بسبب سياسة التوسع والدعم الحكومي الذي إعتدته الجزائر ابتداء من سنة 1992 عند مجيء الحكومة التي تنادي بإصلاحات دون التعامل مع المؤسسات المالية الدولية، ورفض إعادة الجدولة مع زيادة الإصدار النقدي لتغطية العجز في الميزانية العامة ولكن دون مقابل، حيث أدى هذا التوسع النقدي السريع إلى بروز ضغوط تضخمية ساهمت في إرتفاع قيمة الدينار خلال فترتي (1992-1993)، أما في المدى الطويل، فسبب تواصل التوترات التضخمية هو إرتفاع أسعار السلع والخدمات، إضافة إلى تجدد إرتفاع الأسعار العالمية للمواد الفلاحية، وكذا أسعار السلع الغذائية في العالم.

خاتمة :

لقد سمحت لنا هذه الورقة البحثية، من معرفة مقدار إستجابة كل من الناتج الحقيقي غير النفطي والرقم القياسي لأسعار المستهلكين (ممثلين عن الاقتصاد الحقيقي)، عند حدوث صدمات هيكلية في معدلات إعادة الخصم في الجزائر خلال الفترة (1990-2017)، وذلك بإستخدام مقارنة نماذج المتجهات ذات الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR، وفرض قيود دقيقة لها بهدف تحديدها.

تم إستعمال بيانات ربع سنوية ممتدة من الفترة (1990-2017)، حيث جاءت نتائج هذه الدراسة على النحو التالي:

- أظهرت نتائج تحليل دوال الإستجابة الدفعية الهيكلية، أن حدوث صدمة هيكلية واحدة في معدل إعادة الخصم، سيكون لها أثر معنوي وإيجابي ولكنها ضعيفة على الناتج الحقيقي غير النفطي، في حين ستولد هذه الصدمة الهيكلية نوعا من الانخفاض في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (التضخم) في المدى القصير والبعيد.

- تشير نتائج تحليل التباين، أن نسبة مساهمة معدل إعادة الخصم في الناتج الحقيقي غير النفطي فقط بنسبة (0.22%) خلال كل فترات الإستجابة، في حين تبلغ أكبر مساهمة له في تقلبات الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بنسبة (1.31%) بعد مرور 4 أشهر، وتشهد ثباتا خلال كل مراحل الإستجابة، وهو ما يعكس ضعف التأثير الكبير لمعدل إعادة الخصم في الناتج الحقيقي غير النفطي، ومحدودية تأثيره على التضخم المقاس (بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين).

هذه النتائج، تبين لنا بأن السياسة النقدية المنتهجة في الجزائر في تلك الفترة، كانت بغرض محاولة تقليص حجم تدخل الدولة في الاقتصاد، ومحاولة ترقية النمو الاقتصادي عن طريق تفعيل أداء المؤسسات الاقتصادية العمومية والخاصة، مع تطبيق الجزائر لبرنامج الاستعداد الائتماني في سنة 1991، والعمل من خلاله على ترشيد الاستهلاك والادخار عن طريق الضبط الإداري لأسعار السلع والخدمات في المدى القصير والمتوسط. أما فيما يخص الإستجابة الضعيفة لمتغيرات الاقتصاد الحقيقي في المدى الطويل، كان بسبب تخلي بنك الجزائر عن إستخدام أداة معدل إعادة الخصم، والإعتماد على أدوات كمية أخرى نتيجة للوضع المالي المريح على مستوى البنوك التي عرفت الجزائر، بسبب فائض السيولة الهيكلية منذ بداية سنة 2001.

قائمة المراجع:

- 1- Bourbonnais, R. (2002), Econometrie edition, p: 233.
- 2- Cooley. (2016). A Theoretical measurements: A critique. journal of Monetary Economic, 283.
- 3- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, journal of economic dynannics and control, vol: 12, p: 231.
- 4- Ralf Brugge Mann .(2004) .Model reduction Methodes for Vector autoregresive processes springer science and business media .p 107.
- 5- إسلام محمد البنا. (2016). أثر السياسة النقدية على الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد المصري. مجلة البحوث التجارية، المجلد 38 العدد 01 ، 2016، ص: 284.
- 6- الجريدة الرسمية. (2003). قانون النقد والقرض الأمر رقم 03- 11 المؤرخ في 26 أوت 2003.
- 7- الطاهر لطرش. (2015). الاقتصاد النقدي والبنكي. الطبعة الثانية ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر: ص: 138.
- 8- بلعزوز بن علي. (2017). محاضرات في النظريات والسياسات النقدية. ديوان المطبوعات الجامعية الطبعة الأولى الجزائر: ص: 02.
- 9- بن بوزيان محمد. (2015). مدى تحقيق السياسة النقدية لأهدافها في الجزائر. ورقة بحثية مقدمة للملتقى الدولي العاشر حول:
- 10- فعالية السياسة النقدية في الدول النامية بين تجارب الماضي وتحديات المستقبل يومي 17 و 18 نوفمبر 2015 جامعة الشلف، 05.
- 11- بوصافي كمال. (2018). قياس وتحليل آثار صدمات السياسة النقدية على النمو الاقتصادي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي VAR للفترة 2000-2016. مجلة الدراسات المالية والمحاسبية والادارية العدد 09 جوان 2018، ص: 54.
- 12- زهير حميلي، دور سعر إعادة الخصم في تحقيق الاستقرار الاقتصادي من خلال السياسة النقدية في ظل أزمة مجموعة الأورو - الدور الفعال للبنك المركزي الأوروبي، مجلة العلوم الانسانية لجامعة أم البواقي، المجلد 08، العدد 01، مارس 2021، ص: 946.
- 13- حسن تشوكتش كبير. (2017). تقييم أداء السياسة النقدية في ظل تقلبات أسعار النفط في الاقتصاد الجزائري للفترة 2001-2015 باستخدام مقاربة أشعة الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR. مجلة الابداع، ص: 71.
- 14- عبد الله قوري يحي. (2014). محددات التضخم في الجزائر: دراسة قياسية باستعمال نماذج متجهات الانحدار الذاتي المتعدد الهيكلية SVAR للفترة 1970 2012. مجلة الباحث العدد 14 ، 2014، ص: 88.
- 15- عبد المجيد قدي. (2017). المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية دراسة تحليلية تقييمية. ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر: ص: 53.
- 16- فتان الطيب. (2017). أثر استقلالية البنك المركزي على أداء السياسة النقدية في الجزائر. مجلة المغرب الاقتصادية وإدارة الأعمال، 103.
- 17- ماجدة مدوخ. (2011). أدوات السياسة النقدية في الجزائر بعد صدور قانون النقد والقرض (90-10). مجلة العلوم الانسانية، ص: 375.
- 18- محمد أدريوشد حماني. (2018). أثر صدمات أسعار النفط على ديناميكية النشاط الاقتصادي ومعدلات البطالة: أدلة تجريبية من الجزائر باستخدام نماذج الانحدار الذاتي الهيكلية. مجلة رؤى اقتصادية، ص: 55.
- 19- مخفي أمين. (2015). تقييم فعالية السياسة النقدية في تحقيق أهداف المربع السحري لكالدور في ظل التحولات الاقتصادية في الجزائر خلال الفترة 2001-2014. الملتقى الدولي حول فعالية السياسة النقدية بجامعة الشلف، ص: 04.

- 20- مصطفى رجب البلعزي. (2018). العلاقة بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي للفترة (1981- 2016) دراسة قياسية. مجلة العلوم الاقتصادية والسياسية العدد الثاني عشر، ص: 56.
- 19- مشري فريد، فريد قرمية، عيساوي سهام، أثر الأدوات الكمية للسياسة النقدية على معدلات التضخم الشهرية في الجزائر خلال الفترة الممتدة من 2014 إلى 2017، مجلة الأصيل للبحوث الاقتصادية والادارية، المجلد 04، العدد 01، جوان 2020، ص: 13.
- 20- ولد محمد عيسى محمد محمود. (2015). آليات تفعيل أدوات السياسة النقدية في البلدان النامية. ملتقى الشلف حول السياسة النقدية يومي 17 و 18 نوفمبر 2015، 07.

ملاحق الدراسة:

الملحق رقم (01): نتائج تقدير ومحاكاة دوال إستجابة النبض لمتغير الناتج الحقيقي غير النفط خلال الفترة (1990-2017).

Response of DRGDP:			
Period	Shock1 RGDP	Shock2 CPI	Shock3 DR
1	246.5834 (16.6247)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	-7.029994 (24.1469)	-0.921267 (23.8801)	-10.88595 (21.1574)
3	-0.270489 (2.07207)	0.216302 (4.09599)	3.765430 (7.95090)
4	0.169009 (0.54298)	-0.050720 (0.72338)	-1.193831 (2.74828)
5	-0.055681 (0.18294)	0.013327 (0.19448)	0.376690 (0.92129)
6	0.017594 (0.05958)	-0.003830 (0.06266)	-0.119033 (0.30653)
7	-0.005554 (0.01918)	0.001158 (0.02027)	0.037654 (0.10230)
8	0.001756 (0.00617)	-0.000359 (0.00646)	-0.011917 (0.03434)
9	-0.000555 (0.00200)	0.000113 (0.00204)	0.003772 (0.01159)
10	0.000176 (0.00065)	-3.55E-05 (0.00064)	-0.001194 (0.00392)

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

الملحق رقم (02): نتائج تقدير ومحاكاة دوال إستجابة النبض لمتغير الرقم القياسي لأسعار المستهلكين خلال الفترة (1990-2017).

Response of DCPI:			
Period	Shock1 RGDP	Shock2 CPI	Shock3 DR
1	0.000000 (0.00000)	1.748544 (0.11789)	0.000000 (0.00000)
2	0.027155 (0.17194)	-0.239192 (0.17084)	0.182232 (0.15044)
3	0.003155 (0.03557)	0.031547 (0.05029)	-0.085573 (0.07331)
4	-0.003189 (0.01058)	-0.003824 (0.01447)	0.031063 (0.02992)
5	0.001334 (0.00369)	0.000352 (0.00484)	-0.010391 (0.01165)
6	-0.000468 (0.00125)	7.91E-06 (0.00166)	0.003367 (0.00446)
7	0.000155 (0.00041)	-1.91E-05 (0.00055)	-0.001077 (0.00168)
8	-4.99E-05 (0.00014)	8.37E-06 (0.00018)	0.000342 (0.00063)
9	1.59E-05 (4.5E-05)	-2.97E-06 (5.8E-05)	-0.000109 (0.00023)
10	-5.06E-06 (1.5E-05)	9.86E-07 (1.8E-05)	3.44E-05 (8.3E-05)

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.

الملحق رقم (03): نتائج تحليل التباين لمتغيرات النموذج خلال الفترة (1990-2017).

Variance Decomposition of DRGDP:				
Period	S.E.	Shock1 RGDP	Shock2 CPI	Shock3 DR
1	246.5834	100.0000	0.000000	0.000000
2	246.9254	99.80425	0.001392	0.194357
3	246.9543	99.78097	0.001468	0.217560
4	246.9573	99.77864	0.001473	0.219832
5	246.9576	99.77840	0.001473	0.220124
6	246.9576	99.77838	0.001473	0.220148
7	246.9576	99.77838	0.001473	0.220150
8	246.9576	99.77838	0.001473	0.220150
9	246.9576	99.77838	0.001473	0.220150
10	246.9576	99.77838	0.001473	0.220150
Variance Decomposition of DCPI:				
Period	S.E.	Shock1 RGDP	Shock2 CPI	Shock3 DR
1	1.748544	0.000000	100.0000	0.000000
2	1.774419	0.023420	98.92186	1.054718
3	1.776764	0.023674	98.69243	1.283894
4	1.777643	0.023888	98.66196	1.314028
5	1.777074	0.024044	98.65853	1.317421
6	1.777077	0.024051	98.65817	1.317775
7	1.777077	0.024052	98.65814	1.317812
8	1.777078	0.024052	98.65813	1.317815
9	1.777078	0.024052	98.65813	1.317816
10	1.777078	0.024052	98.65813	1.317816
Variance Decomposition of DDR:				
Period	S.E.	Shock1 RGDP	Shock2 CPI	Shock3 DR
1	0.901158	0.042929	0.692604	99.26447
2	0.945869	0.212094	0.655419	99.13249
3	0.950182	0.229720	0.650951	99.11933
4	0.950609	0.231451	0.650470	99.11808
5	0.950652	0.231622	0.650421	99.11796
6	0.950656	0.231639	0.650416	99.11795
7	0.950657	0.231640	0.650415	99.11794
8	0.950657	0.231641	0.650415	99.11794
9	0.950657	0.231641	0.650415	99.11794
10	0.950657	0.231641	0.650415	99.11794
Factorization: Structural				

المصدر: من إعداد الباحثين، بالإعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews.10.