

Monetary Policy Response to Oil Price Shocks in Algeria: By Using a Bound Testing Approach (ARDL)

Abdelhamid Lakhdim¹, Abdelaziz Boukar²

ABSTRACT

Objectives: This paper aimed to examine the mechanisms through which oil price fluctuations impact indicators of monetary stability, as well as the monetary policy responses to oil shocks. It begins with a review of the historical development of oil prices from 1970 to 2018.

Methods: The paper reviewed monetary policy measures in Algeria and employed the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach to estimate an econometric model that included five variables: real GDP, real world oil price, inflation rate, real exchange rate, and money and quasi-money. The study utilized annual time series data from 1970 to 2018.

Results: The study found that geopolitical crises are the primary cause of oil shocks. In response to falling oil prices, the Bank of Algeria implemented three main measures: devaluing the exchange rate, purchasing sovereign debt, and engaging in unconventional financing. The econometric analysis revealed a cointegrating relationship among the study's variables. The impulse response function test indicated that two variables—inflation and the monetary mass—were most affected by oil price shocks.

Conclusions: The Bank of Algeria must manage the substantial liquidity introduced through unconventional financing operations. Additionally, the bank should adopt a tight monetary policy during periods of inflationary pressure. Finally, monetary authorities should enhance the role of interest rates as a tool for transmitting the effects of monetary policy.

Keywords: Monetary policy, Oil Prices Shocks, ARDL, Impulse Response Functions.

¹ Professor, Faculty of Economic, Commercial and Management Sciences, University of Adrar, Algeri, ✉ Lakhdimia1@yahoo.fr.

² Professor, Faculty of Economic, Commercial and Management Sciences, University of Adrar, Algeria, ✉ boukarahaziz@gmail.com.

استجابة السياسة النقدية لصدمات أسعار النفط في الجزائر: باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL)

لخديمي عبد الحميد¹، بوكار عبد العزيز²

ملخص

الهدف: هدفت هذه الورقة إلى دراسة آليات تأثير تغيرات أسعار النفط على مؤشرات الاستقرار النقدي وآلية السياسة النقدية في الاستجابة للصدمات النفطية، بدءاً من التطور التاريخي لأسعار النفط من 1970 إلى 2018. كما هدفت إلى استعراض تدابير السياسة النقدية في الجزائر.

المنهجية: استعرضت تادارسة تدابير السياسة النقدية في الجزائر، واستخدمت منهج الانحدار الذاتي الموزع (ARDL) لتقدير النموذج الاقتصادي القياسي الذي تضمن خمسة متغيرات: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وسعر النفط العالمي الحقيقي، ومعدل التضخم، وسعر الصرف الحقيقي، والنقد وشبه النقد. كما استخدمت الدراسة بيانات السلاسل الزمنية السنوية (1970-2018).

النتائج: توصلت الدراسة إلى أن السبب الرئيسي للصدمات النفطية يرجع إلى الأزمات الجيوسياسية، حيث اتخذ بنك الجزائر ثلاثة تدابير أساسية استجابة لانخفاض أسعار النفط، وهي تخفيض قيمة العملة وشراء الديون السيادية والتمويل غير التقليدي. أشارت نتائج التقدير إلى وجود علاقة تكاملية بين متغيرات الدراسة، مثلما أظهر اختبار دالة الاستجابة الفورية أن هناك متغيرين يتأثران أكثر من غيرهما بصدمات أسعار النفط هما التضخم والكتلة النقدية.

الخلاصة: يجب على بنك الجزائر السيطرة على الكمية الهائلة من السيولة التي تم ضخها من خلال عمليات التمويل غير التقليدية. ويجب على البنك أيضاً أن يتبنى سياسة نقدية متشددة خلال فترات الضغوط التضخمية. وأخيراً، ينبغي للسلطات النقدية أن تعمل على تعزيز دور سعر الفائدة كأداة لنقل تأثير السياسة النقدية.

الكلمات الدالة: السياسة النقدية، صدمات أسعار النفط، ARDL، دوال الاستجابة الدفعية.

1. المقدمة

والسؤال المطروح منذ سبعينيات القرن الماضي هو كيف تمكنت السياسة النقدية من الاستجابة لصدمات النفط في ظل الركود الاقتصادي؟ حيث أن فهم ما حدث في ذلك الوقت سيقودنا إلى معرفة الحلول الممكنة في الوقت الحاضر. (Barsky, Kilian, 2002, p. 142). ومنذ نهاية القرن العشرين، عرف العالم، نتيجة لتقلبات أسعار النفط، تحولات عميقة في

يُعتبر ظهور النفط كمصدر للطاقة منذ القرن الماضي محوراً رئيساً في النظام الاقتصادي العالمي؛ ولأن اقتصادات النفط تعتمد بشكل كبير على النفط كمادة خام لتصديرها، فقد كان لصدمات أسعار النفط الخام آثار على الاستقرار النقدي في هذه البلدان.

¹ أستاذ، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة ادرار، الجزائر، lakhdimia1@yahoo.fr

² أستاذ، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة ادرار، الجزائر، boukarahaziz@gmail.com

■ إجراءات استجابة البنك المركزي لتأثير الصدمات النفطية مناسبة لتحقيق الاستقرار النقدي.

■ يعتبر نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL) ودوال الاستجابة الدفعية نماذج مناسبة لدراسة استجابة السياسة النقدية.

وتهدف الورقة إلى دراسة تأثير تغيرات أسعار النفط على مؤشرات الاستقرار النقدي من خلال قنوات السياسة النقدية المستخدمة وكذلك إلى استعراض مختلف تدابير بنك الجزائر للتعامل مع تقلبات الأسواق النفطية.

وأما المنهج المستخدم في الدراسة هو عبارة عن مزيج من المناهج، إذ تم توظيف المنهج التاريخي، والمنهج الوصفي، والمنهج القياسي لتقدير أثر استجابة السياسة النقدية لإجراءات السياسة المالية في الجزائر.

وتكتسب الدراسة أهميتها من أهمية قطاع النفط كقطاع استراتيجي في الجزائر ومدى تأثيره على المتغيرات الاقتصادية وبالخصوص المتغيرات النقدية هذا من جهة، ومن جهة أخرى قدرة بنك الجزائر في اتخاذ الإجراءات المناسبة في مواجهة تداعيات تقلبات أسعار النفط.

2. تاريخ صدمات أسعار النفط:

يُعتبر تاريخ أسعار النفط في بداية سبعينيات القرن الماضي مشهودا في تطورات وأهميته وفي تأثير هذه العوامل على الأسعار في سوق النفط العالمية. حيث ظهرت قوة أوبك في هذه المرحلة من خلال سيطرتها على الانخفاض الحاد في الأسعار وساهمت بشكل كبير في رفع مستوياتها، ويمكن القول بأنه منذ ذلك الوقت وحتى عام 2018 كانت بداية الثورة الحقيقية في عالم صناعة النفط وأسعار سوق النفط العالمية.

1.2. عصر هيمنة أوبك (1970-1998):

كان عام 1970 نقطة بين مرحلتين من التطور التاريخي لأسعار النفط الخام حتى الآن، إذ تميزت مرحلة ما قبل 1970 بهيمنة الشركات العالمية الكبرى أو ما سمي حينها بالأخوات السبع على إنتاج وتسعير النفط، وأما مرحلة ما بعد 1970، فقد اتسمت بسيطرة الدول المنتجة للنفط على أسعاره، من خلال منظمة البلدان المصدرة للبترول (أوبك) والصراع الحاد الذي

أنظمة السياسة النقدية استجابة للتغيرات في النظام الاقتصادي العالمي، في الماضي والحاضر، وكان للنفط تأثير كبير على حركة العملات والتضخم وسعر الفائدة إلى حد ما، وهذا يفسر لماذا تبنت الولايات المتحدة في خريف عام 1979 سياسة نقدية صارمة تهدف إلى مكافحة التضخم من جهة ووقف هروب رأس المال من ناحية أخرى، وقررت رفع أسعار الفائدة وصلت إلى مستويات عالية بلغت 20% مع وصول الرئيس ريغان في عام 1980.

وصدمات النفط كان لها تأثير كبير على البلدان المصدرة للنفط منذ سبعينيات القرن الماضي. (Farhad et al, 2013, p. 576)، ولكن ما يميز بداية القرن الحادي والعشرين هو الارتفاع المستمر في أسعار النفط، ولاسيما في الأعوام 2004 و2005 و2007 بسبب تزايد الطلب العالمي على هذه المادة الاستراتيجية، ولاسيما من دول جنوب شرق آسيا، وفي مقدمتها الصين والهند، كقوتين اقتصاديتين بارزتين، وإن وقوع الأزمة المالية في نهاية عام 2007 يمثل صدمة كبيرة للدول المستهلكة، تجاوز السعر العالمي لبرميل النفط 140 دولاراً وذلك في تموز 2008.

وأثرت التطورات سوق النفط العالمية بشكل مباشر أو غير مباشر على الاستقرار النقدي في اقتصادات النفط بشكل عام، ولا سيما الاقتصاد الجزائري وبالتالي، فإن طبيعة المشكلة تظهر لنا بوضوح، على النحو الآتي:

ما ردّ فعل السياسة النقدية في الجزائر تجاه الصدمات النفطية؟

وتحاول الدراسة من خلال الدراسة الإشكالية الإجابة عن الأسئلة التالية:

■ ما آليات السياسة النقدية في الاستجابة لصددمات أسعار النفط؟

■ هل كان ردّ فعل السياسة النقدية في الجزائر مناسباً في أوقات الصدمات؟

■ هل يُعتبر نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL) مناسباً لقياس استجابة السياسة النقدية؟

من خلال الأسئلة السابقة، تمت صياغة الفرضيات الآتية:

■ تتميز طبيعة السياسة النقدية في الاقتصادات النفطية بالاعتماد المطلق على قرارات السياسة المالية، بعيداً عن استقلالية البنك المركزي.

"النموذج الآسيوية". كان يعتقد على نطاق واسع أن معدل نموها سيستمر مما يعزز أسعار النفط في منتصف ذلك العقد. ولكن في صيف 1997، حدث هروب كبير من عملة تايلند وكوريا الجنوبية ودول أخرى، وشكل ضغط شديد على النظام المالي، وسرعان ما تبع ذلك انهيار سعر النفط، إذ وصل إلى ما دون 12 دولارًا للبرميل بنهاية عام 1998.

2.2. عصر انهيار نفوذ أوبك (1999-2018):

لم تدم الأزمة الآسيوية طويلاً، إذ عادت المنطقة إلى النمو وعاد الاستهلاك العالمي للنفط إلى نمو قوي في عام 1999، وبحلول نهاية ذلك العام، عاد سعر النفط إلى ما كان عليه في بداية عام 1997 لكنه انخفض مرة أخرى بسبب الانكماش الاقتصادي العالمي الواسع.

وأدى الاضطراب وعدم اليقين الناجم عن هجمات 11 أيلول 2001 الإرهابية في الولايات المتحدة إلى تباطؤ النشاط العالمي وزيادة عدم اليقين، وقد أدت الموجة الثانية إلى انخفاض حاد في أسعار النفط خلال تلك الفترة (John et al., 2015, p. 26).

وأدى الإضراب العام في فنزويلا إلى تخفيض 2.1 مليون برميل يومياً من إنتاج النفط العالمي في كانون أول 2002 كانون ثاني 2003. وأعقب ذلك بعد مدة زمنية وجيزة الغزو الأمريكي للعراق الذي خفض إنتاج النفط العالمي بحوالي 2.2 مليون برميل إضافية وذلك بين شهري نيسان وتموز 2003. ويمكن وصف هذه الأحداث بأنها أحداث جيوسياسية خارجية، (Kilian, 2008, p. 222). تلاها ارتفاع مستمر في أسعار النفط التي بلغت 74.4 دولار للبرميل في يوليو 2006. (انظر الشكل (1) أدناه).

انتهت صدمة أسعار النفط في أيلول 2008، إذ بدأت أسعار النفط في الانخفاض بسبب الأزمة المالية العالمية التي بدأت في آب 2007. وتسبب الركود العميق في انخفاض استهلاك النفط. وأدى ذلك إلى انخفاض الطلب على النفط وانخفضت الأسعار إلى 32 دولارًا للبرميل بحلول كانون أول من ذات العام، وبعد 5 أشهر فقط من بلوغ أسعار النفط ذروتها عند 147 دولارًا، كان رد أوبك بخفض الإنتاج لتثبيت الأسعار. ومع ذلك، واصلت الأسعار الانخفاض بسبب الانخفاض الحاد في الطلب

ظل يرافقها مع الدول المنتجة خارج أوبك في التأثير على أسعار النفط، واستمر هذا الصراع حتى نهاية التسعينات. القرن الماضي وفي 17 تشرين أول 1973، أعلن الأعضاء العرب في منظمة البلدان المصدرة للبترول حظر تصدير النفط إلى دول محددة كان ينظر إليها على أنها تدعم إسرائيل بسبب حرب رمضان في عام 1973، تلتها تخفيضات كبيرة التي تسبب في صدمة النفط الأولى. (Barsky, Kilian, 2002, p. 155)، (انظر الشكل (1) أدناه).

وأدت الاحتجاجات التي حدثت في إيران مع نهاية سبعينيات القرن الماضي إلى تغييرات سياسية في عام 1978. وامتدت الإضرابات إلى قطاع النفط ما أدى إلى انخفاض إنتاج النفط الإيراني بمقدار 4.8 مليون برميل يومياً (أو 7% من الإنتاج العالمي في ذلك الوقت) وارتفاع أسعار النفط، (انظر الشكل (1) أدناه). وقد عوضت المملكة العربية السعودية آنذاك ذلك النقص. وعاد الإنتاج الإيراني إلى حوالي نصف مستويات ما قبل الثورة في وقت لاحق في عام 1979 لكنه تراجع مرة أخرى عندما اندلعت الحرب بين العراق وإيران في عام 1980. (James, 2011, p. 17) حيث بلغ إجمالي الخسارة في الإنتاج مرة أخرى حوالي 6% من الإنتاج العالمي في ذلك الوقت، مما تسبب في صدمة نفطية ثانية. (انظر الشكل (1) أدناه).

واستمرت الحرب بين إيران والعراق لثمان سنوات، وانخفض الاستهلاك العالمي للنفط بشكل كبير في أوائل ثمانينيات القرن الماضي. تخلت المملكة العربية السعودية عن جهود خفض الإنتاج، وبدأت في زيادة الإنتاج مرة أخرى في عام 1986 ما تسبب في انهيار سعر النفط من 27 دولارًا للبرميل في عام 1985 إلى 12 دولارًا عند أدنى نقطة في عام 1986. فكانت صدمة النفط الثالثة. (James, 2011, p. 18) ولكن مع بداية حرب الخليج الثانية بحلول عام 1990، وغزو العراق للكويت في آب 1990، حيث كانت تنتج الكويت ما يقرب من 9% من مجمل الإنتاج العالمي، وأدى ذلك إلى ارتفاع أسعار النفط، ولكن مع تدخل الولايات المتحدة الأمريكية ورجوع كفة الحرب لصالح الكويت عادت الأسعار إلى طبيعتها (انظر الشكل (1) أدناه).

وبحلول نهاية تسعينات القرن الماضي، بدأ النمو الهائل في الكثير من دول شرق آسيا قبل عام 1997، ممثلة بمعجزة

(Stevenson, 2018, p. 16).

وأشارت الكثير من الدراسات التجريبية إلى أن أسباب وعواقب الانخفاض الكبير في أسعار النفط من منتصف 2014 (John et al., 2015, p. 04) ترجع إلى الأسباب الآتية:

- إنَّ العرض أكبر من المتوقع والطلب أقل من المتوقع بفعل زيادة إنتاج النفط غير التقليدي.
- التغييرات في أهداف أوبك القريبة والمتوسطة المدى؛
- تلاشي المخاوف الجيوسياسية حول تعطل الإمدادات.
- صعود الدولار الأمريكي.

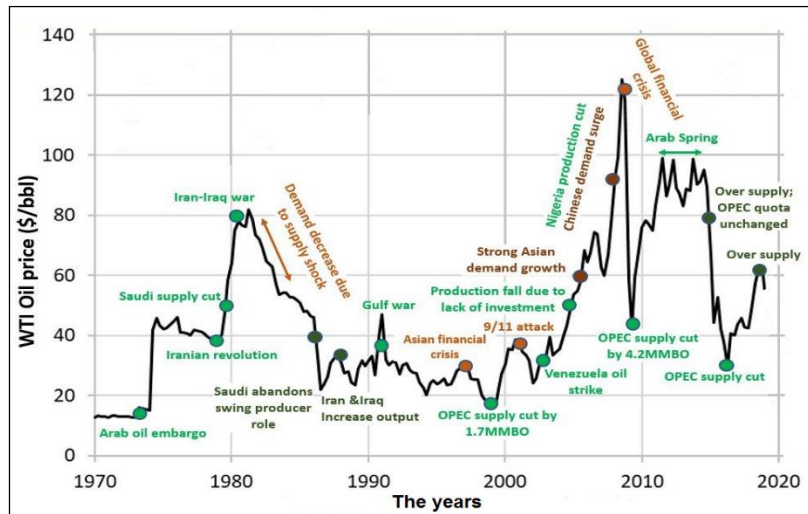
ومن ناحية، أظهرت دراسة (Baumeister, Kilian, 2015, p. 143) أدلة على أنَّ أكثر من نصف انخفاض السعر من منتصف 2014 إلى 2016 كان متوقعًا منذ حزيران 2014؛ لأنَّ ذلك الانخفاض كان نتيجة للصددمات السلبية التي ضربت سوق النفط قبل حزيران 2014. (انظر الشكل (1) أدناه).

وفي تشرين أول 2016، انقثت أوبك وبعض الدول غير الأعضاء في أوبك على تقييد إنتاجها النفطي في محاولة لتحديد الحد الأدنى لسعر النفط، واستمر هذا التعاون من بداية المدة الزمنية حتى حزيران 2017 قبل التمديد إلى كانون أول 2018.

وقد اعتمد نجاح تلك الاستراتيجية بشكل رئيس على عاملين: الامتثال للاتفاقية، ورد فعل إنتاج النفط الأمريكي (Irma, Skudelny, 2018, p. 37).

ويثبت النموذج (Kilian, Murphy, 2014, p. 458)، أن إمدادات النفط والطلب الكلي وطلب الحماية قد ساهمت في التغيرات في أسعار النفط منذ حزيران 2014. ومع ذلك، فإن اتفاق أعضاء الأوبك المشترك وغير الأعضاء في الأوبك للحد من الإنتاج، إضافة إلى الانقطاعات غير المتوقعة لعبت دورًا مهمًا في توضيح ديناميات الأسعار في النصف الثاني من عام 2014.

وركز المشاركون في السوق على انخفاض الإنتاج في فنزويلا واحتمال انخفاض الصادرات الإيرانية بعد انسحاب الولايات المتحدة من الاتفاق النووي الإيراني لعام 2015. وفي أيار 2018، وتم فرض عقوبات على صادرات النفط الإيرانية، بدءًا من تشرين ثاني 2018. وبحلول تشرين أول 2018، كانت صادرات النفط الإيرانية قد انخفضت بالفعل بنحو 0.35 مليون برميل يوميًا (Dominic, 2019, p. 36)، (انظر الشكل (1) أدناه).



الشكل رقم (1) التطور التاريخي لصددمات أسعار النفط

المصدر: EIA, IEA, Oilprice.com, businessinsider.com

3. مراجعات أدبيات السياسة النقدية والصدمات النفطية:

1.3. رد فعل السياسة النقدية تجاه الصدمات النفطية:

لعمد خلت، كانت أسعار النفط المتقلبة سبب الاختلالات في الاقتصاد الكلي الذي تثبط بدورها النمو الاقتصادي (Chen, et al., 2012, p. 81)، كما أنّ صدمات أسعار النفط لها علاقة سلبية وغير خطية مع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. علاوة على ذلك، فإن صدمة أسعار النفط الإيجابية تقلل من نمو الإنتاج أكثر من الصدمات النفطية السلبية (Semko, 2013, p. 76).

ومن أجل التبسيط، افترض حدوث صدمة أسعار النفط لمرة واحدة، بينما تم إصلاح كل شيء. وهناك قناتان رئيسيتان للتأثير، إحداها التكلفة المتزايدة للناتج المحلي الإجمالي (التي تشبه صدمة العرض الكلي السلبية)؛ والأخرى هي القوة الشرائية المنخفضة للأسر المحلية (التي تشبه صدمة الطلب الكلي المعاكس) (Edelstein, Kilian, 2009, p. 773).

وهذا التفسير بالطبع الذي يفضل الاقتصاديون في وصف الركود كنتيجة رد فعل السياسة النقدية على صدمات أسعار النفط (Bernanke, et al., 1997, p. 93)، على سبيل المثال، اتخاذ موقف ضمني على اعتبار أنّ صدمات أسعار النفط الخارجية مضرّة بطبيعتها.

والصدمات الكلية للعرض متمثلة في الركود الاقتصادي الذي يؤدي للتضخم المستورد، وحجتهم في ذلك هو تأثير الركود في ظل غياب رد فعل للسياسة النقدية أو البنك المركزي، في مكافحة الضغوط التضخمية الناجمة عن صدمات أسعار النفط، وهو الذي تسبب في ذلك الركود، والسبب هو أن (Bernanke, et al., 1997, p. 121)، ذلك لأن التفسيرات التقليدية للصلة بين صدمات أسعار النفط والركود على أساس الآثار المباشرة لصدمة أسعار النفط قد فشلت في تفسير حالات الركود التي حدثت في 1974 و1975 و1982.

وتشير الأدلة التجريبية إلى أن تأثير قناة الطلب الكلي هي المسيطرة واقعياً على السوق النفطية (Kilian, 2008, p. 232)، وعلى هذا الأساس إذا حدثت صدمة أسعار النفط تكون في غياب الانكماش، حيث لا يوجد سبب لصانعي السياسة النقدية لرفع أسعار الفائدة. لذلك، في الواقع، هناك حاجة ضئيلة لتدخل محافظي البنوك المركزية.

2.3. رد فعل بنك الجزائر على الصدمات النفطية:

لا تزال الجزائر تواجه تحديات مهمة يفرضها انخفاض أسعار النفط قبل أربع سنوات، على الرغم من تبني سياسة الرقابة المالية الضخمة في عام 2017، حيث ظل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بطيئاً. ولهذه الغاية، اتخذت السلطات النقدية عدة تدابير للحد من الآثار السلبية لهذه الصدمات.

أ. تخفيض قيمة العملة وتقييد الواردات:

للتكيف مع أسعار النفط المنخفضة منذ عام 2014، اعتمدت الجزائر في البداية فقط على سياسة سعر الصرف قبل أن تضع معظم العبء على الرقابة المالية، بينما كان البنك المركزي يعمل على تحديث إطار سياسته النقدية. ومع ذلك، في سبيل مواجهة النمو البطيء، وزيادة البطالة، وصعوبات التمويل، اختارت السلطات الجزائرية تعزيز النشاط من خلال زيادة الإنفاق في عام 2018، تبعه دمج مالي حاد منذ عام 2019 أفضقه نضوب في المدخرات المالية وترددتهم في الاقتراض من الخارج، تم اللجوء إلى التمويل النقدي، للحد من العجز التجاري وتعزيز استبدال الواردات، وتشديد حواجز الاستيراد (Mazarei, Kevin, 2018, p. 04).

واتخذت الجزائر تدابير إضافية أخرى للتكيف مع انخفاض أسعار النفط. حتى عام 2016، استجابت السلطات هناك في الغالب عن طريق خفض قيمة العملة، معتمدة على مدخراتها للحفاظ على الإنفاق في عام 2016، مع انخفاض المخزون المؤقت، شرعت في ضبط مالي صارم في إطار الميزانية المتوسطة الأجل للمرة الأولى لكنها أوقفت انخفاض سعر الصرف الذي استأنف بوتيرة أبطأ بكثير في منتصف عام 2017. كما عملت على خطة طويلة الأجل لإعادة صياغة وتحديث إطار سياستها النقدية (Mazarei, Kevin, 2018, p. 04).

ب. منهج التيسير الكمي:

لتحقيق هذه الغاية، اعتمدت السلطات سياسة "التسهيل الكمي"، ويقوم فيها بنك الجزائر بشراء السندات السيادية مباشرة من الحكومة والمؤسسات العامة وصندوق الاستثمار الوطني لمدة خمس سنوات، وهذا يقلل من ضغوط التمويل على الحكومة من خلال تقليل ضرورة إصدار السندات في السوق الأولية، وتم

شراء إصدارات السندات التي تصدرها الحكومة بفترات استحقاق طويلة ومعدلات فائدة 0.5%. وبين تشرين أول 2017 وحزيران 2018، اشترى بنك الجزائر ديوناً سيادية تعادل 3% من الناتج المحلي الإجمالي من عام 2017 (Oxford Business Group, 2018, p. 35).

وهناك أوجه تشابه بين سياسات التيسير الكمي التي اعتمدتها البنوك الرائدة في العالم والسياسة النقدية التي تبناها بنك الجزائر منذ أواخر عام 2017. وكلاهما انطوى على توسيع الميزانية العمومية للبنك المركزي لشراء السندات السيادية، وهو مزيج من السياسات المعروف أنها تؤدي إلى ارتفاع التضخم وأحياناً التضخم المفرط.

ولكن هناك اختلافات مهمة بين استراتيجية التيسير الكمي التي تتبعها البنوك المركزية الرائدة في العالم وسياسة التيسير الكمي الجزائرية: (Oxford Business Group, 2018, p. 35)

- لم تكن أسعار الفائدة عند الصفر بالفعل في الجزائر، لذا من الصعب رؤية هذا المنهج كمقياس للسياسة النقدية البحتة.
- تم شراء السندات السيادية من قبل البنوك المركزية العالمية في السوق الثانوية بدلاً من السوق الأولية، ما يعني أن تلك البنوك المركزية لم تكن تمول الحكومة أو الوكالات شبه الحكومية بشكل مباشر؛
- بدلاً من متابعة ضبط التمويل جنباً إلى جنب مع التوسع النقدي، كما هو الحال مع التسهيل الكمي، اتبعت السلطات الجزائرية سياسة التوسع النقدي والمالي المتزامن، مع الالتزام بالدمج المالي فقط على المدى الطويل.

ج. منهج التمويل غير التقليدي:

للمويل غير التقليدي ثلاثة أهداف رئيسية: تغطية العجز المالي، وتمويل الدين العام المحلي، وتوفير الأموال لصندوق الاستثمار الوطني. وحتى حزيران 2018، بلغ إجمالي مصادر التمويل هذه 3.6 تريليون دينار جزائري (26.1 مليار يورو)، ومنها 2.2 تريليون دينار جزائري (16 مليار يورو) خلال الربع الرابع من عام 2017 و1.4 تريليون دينار جزائري (10.2 مليار يورو) خلال الربع الأول من العام 2018.

فيما يتعلق بالآثار النقدية لهذه الاستراتيجية، ولمنع حدوث أي صدمات تضخمية محتملة ناتجة عن زيادة السيولة،

واستخدم بنك الجزائر أدوات السياسة النقدية الكافية لتحديد أي سيولة فائضة ناتجة عن عمليات التمويل غير التقليدية، وفي كانون ثاني 2018، استأنف البنك عمليات السوق المفتوحة لامتصاص السيولة بمستويات استحقاق متنوعة -24 ساعة وأسبوع وشهر واحد - ورفع معدل متطلبات الاحتياطي مرتين، ومن 4% إلى 8% في يناير 2018 ومن 8% إلى 10% في حزيران 2018. (Oxford Business Group, 2018, p. 52).

وظل التضخم مستقراً عند 4.3% في 2018، وانخفض إلى 4.1% في نهاية آذار 2019، على الرغم من تبني السياسة النقدية التوسعية في إطار "التمويل غير التقليدي" من قبل البنك المركزي الذي بلغ 32% من الناتج المحلي الإجمالي وتم ضخ النصف منه بالفعل في الاقتصاد (Algeria's Economic Update, 2019, p. 146).

4. المنهج القياسي المستخدم:

يؤكد سلوك بيانات السلاسل الزمنية أن نماذج الاقتصاد القياسي الكلاسيكية قد تؤدي إلى نتائج انحدار زائفة، وتم معالجة هذه المشكلة سابقاً من خلال أخذ الفرق الأول، ولكن ذلك يلغي الآثار طويلة المدى بين المتغيرات. مع مرور الوقت، جعلت طرق البحث الإحصائي من الممكن العمل مع البيانات المتكاملة. حيث يوفر أساليب الاقتصاد القياسي المعاصرة نتائج قوية من خلال التأكد من التكاملية بين المتغيرات، تم تطويرها إلى نماذج عدة منها نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع ARDL، (Strohsal, Weber, 2013).

1.4. اختبار نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع

(ARDL):

على مدى العقد الماضي، تم إيلاء اهتمام كبير في الاقتصاد التجريبي لاختبار وجود العلاقات في المستويات بين المتغيرات. بشكل عام، اعتمد هذا التحليل على استخدام تقنيات التكامل المشترك. وتم اعتماد منهجيتين رئيسيتين: الإجراء القائم على خطوتين لاختبار عدمية التكامل المشترك (Engle, Granger, 1987)؛ ومنهج الانحدار القائم على عدد رتب التكامل المشترك (Johansen, 1995) إضافة إلى ذلك هناك إجراءات أخرى مثل: منهج المتغير الإضافي (Park, 1990)، والإجراء المتبقي لاختبار

$$\Delta IRGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta IRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta lInf_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta lROPG_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta lM2_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{5i} \Delta lRER_{t=i} + \alpha_6 lRGDP_{t-1} + \alpha_7 lInf_{t-1} + \alpha_8 lROPG_{t-1} + \alpha_9 lM2_{t-1} + \alpha_{10} lRER_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (2)$$

$$\Delta lInf_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta IRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta lInf_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta lROPG_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta lM2_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{5i} \Delta lRER_{t=i} + \alpha_6 lRGDP_{t-1} + \alpha_7 lInf_{t-1} + \alpha_8 lROPG_{t-1} + \alpha_9 lM2_{t-1} + \alpha_{10} lRER_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (3)$$

$$\Delta lM2_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta IRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta lInf_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta lROPG_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta lM2_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{5i} \Delta lRER_{t=i} + \alpha_6 lRGDP_{t-1} + \alpha_7 lInf_{t-1} + \alpha_8 lROPG_{t-1} + \alpha_9 lM2_{t-1} + \alpha_{10} lRER_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (4)$$

$$\Delta lRER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta IRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta lInf_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta lROPG_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta lM2_{t=i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{5i} \Delta lRER_{t=i} + \alpha_6 lRGDP_{t-1} + \alpha_7 lInf_{t-1} + \alpha_8 lROPG_{t-1} + \alpha_9 lM2_{t-1} + \alpha_{10} lRER_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (5)$$

ولقد ألغينا النموذج الخامس لسعر النفط كمتغير تابع؛ لأنه نموذج غير واقعي؛ لأنه تحدده عناصر خارجية وجيوسياسية، لا يمكن للمتغيرات الداخلية، مهما كان حجمها، التأثير على سعر النفط.

وتكون نتائج اختبار الفرضية باستخدام إحصائية F بالشروط الآتية:

▪ إذا كانت قيمة اختبار والد المحسوب أكبر من الحدود العليا للقيم الحرجة، ويمكن استخلاص نتيجة قاطعة لوجود التكامل المشترك.

▪ إذا كانت قيمة اختبار والد المحسوبة بين الحد الأعلى والأدنى للقيم الحرجة، فلا يمكن استخلاص نتيجة قاطعة من وجود التكامل المشترك.

▪ إذا كانت قيمة اختبار والد المحسوبة أصغر من الحد الأدنى للقيم الحرجة، يمكن استخلاص نتيجة مؤكدة بعدم وجود

عدمية التكامل المشترك بواسطة (Shin, 1994, p. 91)، ومنهج الاتجاهات (النظام) العشوائي المشترك (Stock, Watson, 1988). وتركز كل هذه الأساليب على الحالات التي يتم فيها دمج المتغيرات الأساسية في الترتيب الأول. وينطوي هذا حتمًا على درجة معينة من الاختبار المسبق، وبالتالي إدخال درجة أخرى من عدم اليقين في تحليل علاقات المستويات. انظر، على سبيل المثال، (Cavanagh, et al., 1995).

وتقترح هذه الورقة نهجًا حديث الاختبار وجود علاقة بين المتغيرات في المستويات التي تكون قابلة للتطبيق بغض النظر عما إذا كانت الانحدارات الأساسية مستقرة عند المستوى I(0) فقط، أو عند الفرق الأول I(1) فقط أو مختلفة معًا بغض النظر عما إذا كانت الانحدارات مستقرة عند I(0)، أو مستقرة عند I(1) أو متناغمة بشكل متبادل (co-integrated). ونحن نشب أن الاختبار المقترح متناسق لمجموعة من الانحدارات التي هي مزيج من متغيرات I(0) و I(1) (Pesaran, et al., 2001, p. 293).

ومن بين الحالات الخمس التي اقترحها (Pesaran, et al., 2001, p. 297) سنطبق في هذه الورقة البحثية الحالة الثالثة (ثابت غير مقيد؛ دون اتجاه عام) إذ $C_0 \neq 0$ و $C_1 = 0$. وفق الصيغة الآتية:

$$\Delta y_t = C_0 + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \phi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (1)$$

2.4. بيانات ونموذج الدراسة:

تستخدم هذه الدراسة خمس متغيرات بما في ذلك الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (LRGDP)، وسعر النفط العالمي الحقيقي (LROPG)، ومعدل التضخم (LInf)، وسعر الصرف الحقيقي (LRER)، والنقد وشبه النقود (LM2)، مع العلم أنه كل المتغيرات تم التعبير عنها باللوغاريتم الطبيعي. استخدام بيانات السلاسل الزمنية السنوية التي تغطي المدة الزمنية 1970-2018. وهذا على اعتبار أن المتغيرات تأخذ ترتيبًا مختلفًا في درجة التكامل لا تختلف عن I(0) و I(1)، وهذا يستدعي استخدام منهجية الحدود (ARDL)، كما هو موضح في النماذج الآتية:

تكامل مشترك.

مستقرة $I(0)$ أو متناغمة بشكل متبادل.

ويتم توفير إجراء اختبار الحدود لاختبار التكامل المشترك ذي الصلة الذي اقترحه (Banerjee et al., 2001)، الذي يستند إلى مساهمات سابقة من (Banerjee et al., 1986) وكذلك (Kremers (J. M et al., 1992). يعتمد اختبارهم على إحصائية t المرتبطة بمعامل المتغير التابع المتأخر في ECM الشرطي غير المقيد، ويتم الحصول على التوزيع المقارب لهذه الإحصائية للحالات التي تكون فيها جميع الانحدارات بحتة $I(1)$ ، وهو السياق الأساسي الذي ينظر فيه هؤلاء المؤلفون، وكذلك عندما تكون الانحدارات

الجدول (1) اختبار جذر الوحدة

Variable	Rank integration	ADF test statistic (with trend and intercept)		P-P test statistic (with trend and intercept)	
		Level	First Diff.	Level	First Diff.
LRER	I(1)	-3.159861	-3.769316**	-3.121004	-5.320668*
LRGDP	I(0)	-4.828837*	-	-2.184529	-9.063024*
LM2	I(0)	-5.136574*	-	-5.141788*	-
LROPG	I(1)	-2.113462	-6.053478*	-2.113462	-6.006302*
LInf	I(1)	-2.582467	-9.694969*	-3.224629	-9.763108*

المصدر: مخرجات EViews11

ملحوظة: * مستقر عند مستوى معنوية 1%، ** مستقر عند مستوى معنوية 5%.

نموذج ARDL يتم إجراء هذا الاختبار على مرحلتين:

▪ المرحلة الأولى: إيجاد التركيبة المثلى بناءً على اختيار القيمة الصغرى للمعايير التالية: AIC، SC، HQ، LR، و FPE لكل معيار على حدة، من خلال استخدام نموذج VAR غير مقيد لهذا الغرض. كما هو موضح في الجدول (2) أدناه.

▪ المرحلة الثانية هي تقدير النماذج السابقة وفقًا للتوليفة المختارة لكل نموذج، ثم حساب اختبار والد لكل نموذج. الجدول (2) التالي يوضح اختبار التكامل للنماذج الأربعة:

ومن خلال الجدول (1) أعلاه، تُظهر نتائج اختبار استقرار المتغيرات أن المتغيرين $lm2$ و $lrgdp$ لديهما درجة تكامل من الرتبة $I(0)$ ، ولدينا ثلاثة متغيرات $lrer$ و $linf$ و $lropg$ من درجة تكاملهم من الرتبة $I(1)$ ، وهذا يثبت صحة افتراضنا سابقًا أن المتغيرات لها درجات تكامل لا تختلف عن $I(0)$ و $I(1)$ ، وهذا يعني أنه يمكننا من استخدام نموذج (ARDL).

2.5. اختبار التكامل المشترك وتقدير ECM:

يبحث هذا الجزء في دمج المتغيرات في إطار اختبار

الجدول (2) نتائج اختبار التكامل المشترك

Dependent Variable	F-Statistics	Combination	Cointegration
D(LRGDP)	4.493949**	ARDL(2, 4, 1, 1, 2)	Yes
D(LInf)	2.350316	ARDL(1, 0, 1, 0, 1)	No
D(LM2)	6.422976*	ARDL(3, 2, 2, 4, 4)	Yes
D(LRER)	3.004094	ARDL(1, 0, 0, 0, 3)	No

Dependent Variable	F-Statistics		Combination		Cointegration	
Asymptotic Critical Values [‡]						
k	%1		%2.5		%5	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
4	3.74	5.06	3.25	4.49	2.86	4.01

المصدر: مخرجات EViews11

[‡] الجدول (iii) CI الحالة الثالثة: القاطع غير مقيد ونتاجه عام (Pesaran et al. 2001).

ملحوظة: * مستقر عند مستوى 1%. ** مستقر عند مستوى 2.5%. *** مستقر عند مستوى 5%.

الجدولية عند مستوى معنوية 1%، ما يعني رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة، ويعني وجود التكامل المتزامن على المدى الطويل.

• بالنسبة لنموذج سعر الصرف الحقيقي، تظهر نتائج اختبار والد أن إحصاء F المحسوبة (3.004) يقع بين الحد الأدنى والأعلى للقيم الجدولية عند مستوى أهمية 5% وهذا يعني قبول الفرضية الصفرية ورفض البديل، وهذا يعني عدم وجود تكامل متزامن على المدى الطويل.

ويعدُّ تقدير نموذج تصحيح الخطأ مرحلة مهمة وأساسية في اختبار نموذج ARDL، وذلك بعد أن وجدنا تكاملاً متزامناً بين متغيرات الدراسة، بعد تصحيح حد الخطأ العشوائي (-1) CointEq كما هو في الجدول رقم (3).

ومن الجدول (2) أعلاه، يمكن استخلاص النتائج الآتية:

• يبين نموذج الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، أنَّ نتائج اختبار والد أن إحصائية F المحسوبة (4.493) أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية عند مستوى معنوية 2.5% وهذا يعني رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة، ويعني وجود التكامل المتزامن على المدى الطويل.

• بالنسبة لنموذج معدل التضخم، تظهر نتائج اختبار والد أن إحصائية F المحسوبة (2.350) أصغر من الحد الأدنى للقيمة الجدولية عند مستوى معنوية يبلغ 5%، مما يعني قبول الفرضية الصفرية ورفض الفرضية البديلة، ويعني عدم وجود تكامل متزامن على المدى الطويل.

• بالنسبة لنموذج الكتلة النقدية، تظهر نتائج اختبار والد أن إحصاء F المحسوبة (6.422) أكبر من الحد الأعلى للقيمة

الجدول (3) نموذج تصحيح الخطأ ECM

Dependent Variable: D(LRGDP) _t			
Independent variables	Coefficient	t-Statistic	Prob.
D(LRGDP(-1))	0.292145**	2.324397	0.0271
D(LRER)	0.005504	0.236193	0.8149
D(LM2)	-0.005025	-1.208339	0.2364
D(LM2(-1))	0.003360	0.816063	0.4209
D(LM2(-2))	-0.001554	-0.347890	0.7304
D(LM2(-3))	-0.008377**	-2.304205	0.0283
D(LINF)	-0.001023	-0.239360	0.8125
D(LROPG)	0.015157	1.081838	0.2879
D(LROPG(-1))	-0.043067*	-3.265344	0.0027
CointEq(-1)	-0.103951*	-5.608711	0.0000
R-squared	0.618228	DW	1.8223
Adjusted R-squared	0.520059	Akaike info	-5.0720
Combination	ARDL (2, 1, 4, 1, 2)		

المصدر: مخرجات EViews11 ملحوظة: * مستقر عند مستوى معنوية 1%. ** مستقر عند مستوى معنوية 5%.

الجدول (4) نموذج تصحيح الخطأ ECM

Dependent Variable: D(LM2) _t			
Independent variables	Coefficient	t-Statistic	Prob.
D(LM2(-1))	0.224696	1.668003	0.1078
D(LM2(-2))	-0.267369**	-2.462676	0.0210
D(LRGDP)	4.494529	1.261502	0.2188
D(LRGDP(-1))	-16.76967*	-4.672398	0.0001
D(LRER)	-1.386459	-2.002855	0.0561
D(LRER(-1))	0.047204	0.073451	0.9420
D(LRER(-2))	1.882302*	2.881551	0.0080
D(LRER(-3))	2.556948*	3.955411	0.0006
D(LINF)	-0.065173	-0.521099	0.6069
D(LINF(-1))	-0.353755*	-2.911868	0.0075
D(LROPG)	2.414169	7.786871	0.0000
D(LROPG(-1))	0.350061	0.963990	0.3443
D(LROPG(-2))	1.046542	3.022743	0.0057
D(LROPG(-3))	0.486616	1.545158	0.1349
CointEq(-1)*	-1.166435	-6.800399	0.0000
R-squared	0.855313	DW	2.104604
Adjusted R-squared	0.787793	Akaike info	1.599990
Combination	ARDL (3, 2, 4, 2, 4)		

المصدر: مخرجات EViews11

** مستقر عند مستوى معنوية 5%.

ملحوظة: * مستقر عند مستوى معنوية 1%.

3.5. دوال الاستجابة الفورية:

معينة، وفي دراستنا، قمنا بتحليل تأثير صدمة أسعار النفط باعتباره متغيراً يتم تحديده خارجياً ومدى استجابة المتغيرات النقدية قيد الدراسة، ويوضح الجدول (5) والشكل (2) هذا الاختبار:

يستند تحليل دوال استجابة الفورية إلى معرفة حجم تأثير صدمة متغير في متغير أو مجموعة من المتغيرات، خلال فترات

الجدول (5) دوال الاستجابة الدفعية

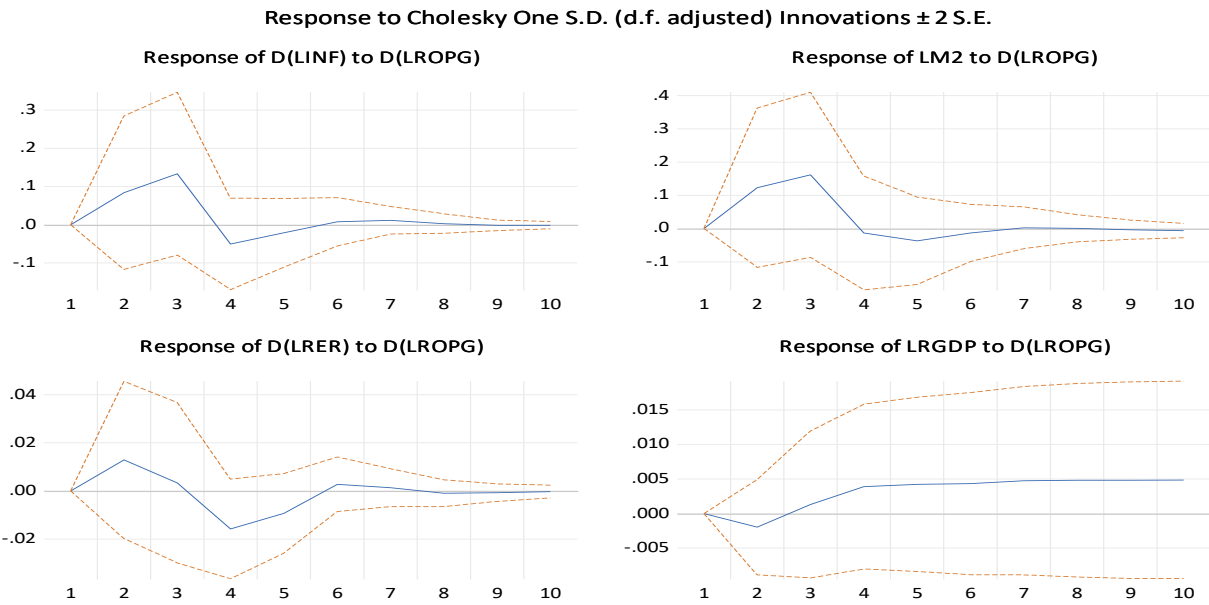
Period	D(LINF)	LM2	D(LRER)	LRGDP
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.083864	0.122771	0.012884	-0.001982
3	0.133509	0.161576	0.003385	0.001309
4	-0.050561	-0.013057	-0.015797	0.003894
5	-0.021346	-0.036846	-0.009311	0.004218
6	0.007574	-0.013420	0.002752	0.004319
7	0.011639	0.002512	0.001346	0.004745
8	0.002698	0.000595	-0.000957	0.004808
9	-0.001728	-0.003504	-0.000712	0.004820
10	-0.001386	-0.006185	-0.000244	0.004845

المصدر: مخرجات EViews11

وأما بالنسبة لاستجابة كل من سعر الصرف الحقيقي $D(LRER)$ والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي $LRGDP$ لصدمة أسعار النفط، فإنها تكاد تكون منعقدة، إذ نجد أن الاستجابة لسعر الصرف الحقيقي ارتفعت في الفترة الأولى ثم انخفضت في الفترتين الثانية والثالثة ومن ثم عادت إلى وضعها الطبيعي في الفترة السادسة بنسبة (0.002752) . وأما بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، فيبدو أنه اتخذ مساراً نحو الارتفاع، ولكن بمعدل لا يذكر (0.004845) ، ويكاد يكون منعقدًا.

ومن خلال الشكل (2) والجدول (5) السابق يتضح ما يلي: نجد أن استجابة معدل التضخم $D(LInf)$ لصدمة أسعار النفط كانت في شكل زيادة متفاوتة في الفترتين الأولى والثانية، وهي صدمة سلبية، لكن بعد ذلك انخفض في الفترة الثالثة بمعدل (-0.050561) وعادت تدريجيًا من الفترة الرابعة إلى وضعها الطبيعي والمستقر.

ونجد أن استجابة الكتلة النقدية $LM2$ قد اتخذت مساراً مشابهاً لاستجابة التضخم، إذ ارتفعت في الفترتين الأولى والثانية مشكلة بذلك صدمة سلبية وانخفضت في الثالثة بمعدل (-0.013057) بعدها عادت إلى وضعها الطبيعي.



الصدمة النفطية، في خطوة ثانية ركزنا على مختلف الأدوات والقنوات التي تستخدمها السلطة النقدية في الجزائر استجابة لصدمة النفط لتحقيق هدف الاستقرار النقدي. وفي خطوة ثالثة، حاولنا تحديد العلاقة بين متغيرات الدراسة، من خلال تقدير أربعة نماذج باستخدام نموذج $ARDL$ الذي تضمن اجراء اختبارات التكامل المشترك.

6. الخاتمة

حاولنا من خلال هذه الورقة البحثية الإجابة على السؤال التالي: كيف تستجيب السياسة النقدية لصدمة أسعار النفط في الجزائر؟ قدمنا في الخطوة الأولى لمحة تاريخية عن التطورات وأهم أحداث سعر النفط خلال فترة الدراسة 1970 - 2018 مع التركيز على العوامل المختلفة التي كانت سبباً في

وقد توصلت الدراسة إلى النتائج الآتية:

- يعود السبب الرئيس لصددمات النفط إلى الأزمات الجيوسياسية، باستثناء بعض الأزمات المالية.
- اتخذ بنك الجزائر من خلال إدارته للسياسة النقدية، ثلاثة تدابير أساسية استجابة لانخفاض أسعار النفط، وهي تخفيض سعر الصرف مع تقييد الواردات وشراء الديون السيادية مباشرة من الحكومة لتغطية عجز الموازنة والتمويل غير التقليدي لميزانية الدولة.
- إن السياسة النقدية الحالية للبنك المركزي الجزائري ليست مناسبة لمواجهة الصدمات النفطية.
- أما بالنسبة للتحليل القياسي فقد توصلنا إلى وجوب علاقة تكاملية بين متغيرات الدراسة في نموذجين: العرض

النقدي والنتائج المحلي الإجمالي الحقيقي.

- يظهر تحليل اختبار دوال الاستجابة الفورية أن متغيرين يتأثران بشكل سلبي أكثر من غيرهما بصددمات أسعار النفط وهما التضخم والكتلة النقدية.

التوصيات

- ينبغي على بنك الجزائر أن يسمح السيولة الكبيرة التي تم ضخها بالفعل من خلال عمليات تمويل غير تقليدية.
- أن يكون بنك الجزائر على استعداد لتشديد موقف السياسة النقدية في حالة ظهور ضغوط تضخمية.
- ينبغي للسلطات النقدية أن تعزز دور أسعار الفائدة كقناة لنقل أثر السياسة النقدية.

REFERENCES

- Banerjee, A. Dolado, J. Hendry, D. & Smith, G. (1986). Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte-Carlo Evidence, *Oxford Bull. Econ. Stat.* 48(3): 253-277.
- Banerjee, A. Dolado, J. & Mestre, R. (2001). Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in A Single-Equation Framework, *Journal of Time Series Analysis*, 19(3): 267-283.
- Barsky, R. B. & Kilian, L. (2002). Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative, A Chapter in NBER Macroeconomics Annual 2001, Vol. 16, *National Bureau of Economic Research*, Cambridge: 137-183.
- Baumeister, C. & Kilian, L. (2015). Understanding the Decline in The Price of Oil Since June 2014, *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 3(1): 131-158.
- Bernanke, B. S. Gertler, M. & Watson, M. (1997). Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 91-142.
- Cavanagh, C. Elliott, G. & Stock, J. (1995). Inference in Models with Nearly Integrated Regressors, *Econometric Theory*, 11: 1131-1147.
- Chen, P. Y. Chang, C. L. Chen, C. C. & McAleer, M. (2012). Modeling the Effects of Oil Prices on Global Fertilizer Prices and Volatility, *Journal of Risk and Financial Management*, 5: 78-114.
- Edelstein, P. & Kilian, L. (2009). How Sensitive Are Consumer Expenditures to Retail Energy Prices? *Journal of Monetary Economics*, 45(6): 766-779.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing, *Econometrica*, 55: 251-276.
- Hesary, F. T. Yoshino, N. Abdoli, G. & Farzin, A. (2013). An Estimation of the Impact of Oil Shocks on Crude Oil Exporting Economies and Their Trade Partner, *Frontiers of Economics*, 8(4): 571-591.
- Álvarez, I. A. & Skudelny, F. (2018). Are the Recent Oil Price Increases Set to last ? *ECB Economic Bulletin*, European Central Bank, 2:36-40.
- Hamilton, J. D. (2011). Historical Oil Shocks, *National Bureau Of Economic Research*, Cambridge, MA 02138: 13-23.

- S. J. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press.
- John Baffes, M. ; Ayhan Kose ; Franziska Ohnsorge, & Marc Stocker (2015). The Great Plunge in Oil Prices: Causes, Consequences, and Policy Responses, Policy Research Note, **World Bank Group**, No. 1: 1-60.
- Jeroen, K. J. M. Ericsson, N. R. & Dolado, J. J. (1992). The Power Of Cointegration Tests, **Oxford Bull. Econ. Stat.**, 54(3): 325-348.
- Kilian, L. & Murphy, D. P. (2014). The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil, **Journal of Applied Econometrics**, 29(3): 454-478.
- Kilian, L. (2008). Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the U.S. Economy?, **Review of Economics and Statistics**, 90: 216-240.
- Mazarei, A. & Fletcher, K. (2018). Staff Report For The 2018 Article IV Consultation, **International Monetary Fund**, IMF Country Report No. 18/168: 1-57.
- Park, J. Y. (1990). Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition, in T.B. Fomby and G.F. Rodes (eds.), **Advances in Econometrics**, 8: 107-133.
- Pesaran, M. H. Yongcheol, S. & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches To the Analysis of Level Relationships, **Journal of Applied Econometrics**, John Wiley & Sons, Ltd., 16(3): 289-326.
- Dominic, Q. (2019). Recent Developments in Oil Prices, **ECB Economic Bulletin**, European Central Bank, 1: 20-24.
- Semko, R. (2013). Optimal Economic Policy and Oil Prices Shocks in Russia, **Konomska Istraživanja-Economic Research**, 26(2): 69-82.
- Shin, Y. (1994). A Residual-Based test of the Null of Cointegration Against the Alternative of no Cointegration, **Econometric Theory**, 10: 91-115.
- Emma, S. & Henri, B. (2018). 2003-2008 Oil Price Shock: Changing Effects of Oil Shocks on the Economy, **The Libraries Student Research Prize**, IR 344 International Politics of Oil, Lehigh Preserve Institutional Repository: 1-33.
- Stock, J. & Watson, M. W. (1988). Testing for Common Trends, **Journal of the American Statistical Association**, 83: 1097-1107.
- Strohsal, T. & Weber, E. (2013). Mean-Variance Cointegration and the Expectations Hypothesis, **Quantitative Finance Journal**, 14: 1983-1997.
- World Bank. (2019). Algeria's Economic Update - April 2019.