مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد الرابع والعشرون – العدد الثاني – (2022) 27 - 62
المعهد العربي للتخطيط

هل يؤثر سعر النفط على معدل التضخم في الجزائر؟ نظرة جديدة على أساس اختبار NARDL وMAKI للتكامل المشترك

محمد دحماني
دنيا كرزابي
منال عطوشي

ملخص

تستخدم هذه الورقة البحثية نموذج الانحدار الذاتي الخطي (المتماثل) الموزع المتأخر(ARDL) ، ونموذج الـ NARDL غير الخطي (غير المتماثل)، بالإضافة لاختبار التكامل المشترك لـ MAKI (2012) لفحص التأثيرات المتماثلة وغير المتماثلة لتغيرات أسعار النفط على معدل التضخم في الجزائر. يتم إدخال عدم التماثل في المدى القصير والمدى الطويل من خلال التحليلات الجزئية الموجبة والسالبة لأسعار النفط. أشارت نتائج المدى الطويل إلى أن وقوع صدمة موجبة في أسعار النفط بمقدار 1% تؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم بنسبة 0.18%، أما حدوث الصدمة النفطية السالبة بـ 1% فتخفض معدل التضخم بمقدار 0.14%. وبالتالي على السلطات النقدية أن تتبنى السياسات المناسبة لاستيعاب الصدمات النفطية تفاديا لأي آثار تضخمية.

Does Oil Price Affect the Inflation Rate in Algeria? A New Insight Based on NARDL and MAKI Cointegration Test

Mohammed Dahmani
Dounia Kerzabi
Manel Attouchi

Abstract

This paper employs the linear autoregressive distributed lag (ARDL) model, the asymmetric nonlinear ARDL model, and the MAKI cointegration test to examine the symmetric and asymmetric effects of oil price changes on inflation in Algeria. Short-run and long-run asymmetries are introduced via positive and negative partial sum decompositions of oil price. The long-term results indicated that 1% of positive oil price shock would lead to a rise in the inflation rate by 0.18%, while 1% of negative oil shock reduces the inflation rate by 0.14%. Therefore, the monetary authorities should adopt appropriate policies to absorb oil shocks to avoid any inflationary effects.

* قسم العلوم الاقتصادية، جامعة جيلالي ليابس، سيدي بلعباس، الجزائر، البريد الالكتروني: **mohammed.dahmani@univ-sba.dz**
** جامعة أبو بكر بلقايد، تلمسان، الجزائر، البريد الالكتروني: **douniakerzabi@gmail.com**
*** المدرسة العليا لإدارة الأعمال، تلمسان، الجزائر، البريد الالكتروني: **attouchimanel@gmail.com**

1. مقدمة

لا يزال استخدام النفط هو السائد في الاقتصاد العالمي كمصدر غير متجدد للطاقة، ويمكن القول أن هذا يعزى إلى سببين رئيسيين: الأول أنه يمثل أهم المدخلات في جميع الأنشطة الاقتصادية تقريبا كالإنتاج والاستهلاك والنقل وغيرها من الأنشطة؛ ثانيا هو مصدر الطاقة الأرخص نسبيا حيث أن التكاليف الكبيرة غالبا ما ترتبط بشراء وتركيب التكنولوجيا الحديثة للطاقة المتجددة. افترضت وأثبتت التحقيقات والدراسات العلمية صحة أن التغيرات في أسعار النفط سيكون لها تأثير غير مباشر على بعض متغيرات الاقتصاد الكلي مثل التضخم وسعر الفائدة وتطور القطاع المالي والنمو الاقتصادي (Raheem, Bello, & Agboola, 2020). يعرف النفط بأنه "دم الحياة" لكل اقتصاديات دول العالم وهذا أهم مبرر قد يجعل صدمات أسعار النفط مرتبطة بشكل عام بالاقتصاد الحقيقي، مثل الناتج المحلي (أعمال Mork (1989)؛ أيضا أعمال Hamilton, J. D (1996)؛ Mensah, 2019، Isaac Adjei, et al Zhao, Lin, et al 2016) والأسعار (Abu-Bakar, 2018 M., and Masih, M). ومع ذلك، لا يزال الالتباس قائما بشأن العلاقة بين سعر النفط والناتج والعلاقة بين سعر النفط والتضخم. إن انتقال صدمة أسعار النفط عبر الاقتصاد يتأثر بطبيعة الصدمة، على سبيل المثال، الآثار الناجمة عن صدمة أسعار النفط المحلية (المدفوعة بالطلب) لا تشبه الصدمة الخارجية (Shitile & Usman, 2020).

إن أهمية الطاقة في الأنشطة الاقتصادية تدفع بصناع السياسات الاقتصادية للغوص في فهم العلاقة بين أسعار النفط والتضخم. على مر السنين، ولدت هذه العلاقة على ما يبدو نقاش لا ينتهي في المجال الأكاديمي لإظهار مدى مساهمة التغيرات في أسعار النفط للتغير المتزامن في معدّلات التضخم.

إن جميع الأنشطة الاقتصادية تقريبا مرتبطة بشكل مباشر أو غير مباشر بالنفط. بالإضافة لقطاعات التصنيع التي تشارك في استخدامها المباشر، فإن قطاع الخدمات لا يمكنه الاستغناء عن مصدر الطاقة هذه. ولقد بين (Salisu, Afees A., et al (2017، أن النفط يحتل مرتبة عالية بين مدخلات الإنتاج في الاقتصاد، وخاصة بالنسبة للأنشطة الاقتصادية بما في ذلك تزويد كل من وسائل النقل الجوي والبري والاستهلاك العائلي كالتدفئة. ومنه، فإن ارتفاع سعر النفط سوف يتبعه ارتفاعا في تكلفة النقل والذي سيتم ربطه أيضا بتكلفة إجمالي الإنتاج، أي لا يترك للمنتجين خيارا منطقيا غير زيادة تكلفة الوحدة من منتوجاتهم (Adekoya & Adebiyi, 2020).

ينتج عن مجموع هذه الزيادة في سعر الوحدة للإنتاج الإضافي ظهور اتجاهات تضخمية. لذلك، غالبا ما يتعين على صانعي السياسات في البلد الإجابة على سؤال رئيسي حول ما إذا كانت التغيرات في أسعار النفط تلعب دورا مهما في الاتجاهات التضخمية لبعض الاقتصادات النفطية والتي منها الجزائر. وإذا كان الجواب بنعم، إلى أي مدى يمكن أن يُعزى هذا التغير في التضخم المحلي إلى التغير في أسعار النفط؟ وهل تؤثر هذه الأخيرة بطريقة متماثلة أم غير متماثلة على مستويات التضخم؟

أكد العديد من الأكاديميين أن ارتفاع مستوى التضخم يمكن أن يكون نتيجة لارتفاع أسعار النفط، فبسبب الزيادة في أسعار النفط، نجد أن تكلفة الإنتاج تزيد وهذا ما يدفع أصحاب الشركات إلى فرض أسعار مرتفعة لسلعهم. على مر السنين، شهدت الجزائر فترات مختلفة من مستويات التضخم، ومازالت تكافح ضغوط تقلبات التضخم من جهة وتغيرات أسعار النفط من جهة أخرى. خلال الفترة 1986–1989 واجهت الجزائر وضعا اقتصاديا صعبا للغاية، بسبب الصدمة النفطية الثانية عام 1986، والتي كان لها تأثير سلبي على جل مؤشرات الاقتصاد الكلي، فانخفضت معدلات الناتج المحلي الإجمالي من 3.7% في عام 1985 إلى –1% في عام 1988، بينما سجل الرقم القياسي لأسعار المستهلك قيما عالية من 08.12% إلى 10.48% بين عامي 1985 و1986. وتميزت مرحلة 1990–1999 بتراجع أسعار النفط الاسمية، حيث وصلت الأسعار إلى أدنى مستوى لها عند 13 دولار خلال سنة 1999. وقد عرفت هذه الفترة ارتفاعا كبيرا في معدلات التضخم. بعدها ارتفعت الأسعار بسرعة لأكثر من الضعف بحلول سبتمبر 2000 فبلغت 35 دولارا، ثم اتجهت إلى الزيادة بشكل مطرد، وبلغت مستوى قياسي فوق 60 دولارا في يونيو 2005، واستمر هذا الاتجاه التصاعدي حتى أوائل يناير 2008، حين بلغ متوسط سعر برميل النفط خلال تلك السنة 94 دولار وفق إحصائية منظمة أوبك. وبالرغم من تراجع الأسعار سنة 2009 بسبب أزمة الرهن العقاري إلا أنه وبداية من سنة 2010 شهدت سوق النفط حالة من التوزان حيث عادت الأسعار للارتفاع مجددا مع استقرار نسبي استمر حتى نهاية 2014. خلال هذه الفترة عرفت أسعار التضخم نوع من الاستقرار بمتوسط قدره 3,5 %. لكن بعد الانخفاض المعتبر في أسعار النفط الاسمية والتي انتقلت من 96 دولارا في عام 2015 إلى 52 دولارا و42 دولارا في عامي 2016 و2017 على التوالي، فإن معدلات التضخم ارتفعت من 2% في عام 2014 إلى 6.4% و5.6% خلال عامي 2016 و2017 على التوالي (Attouchi, 2021). من خلال هذه الأرقام يمكننا التخمين بأن أسعار النفط في الجزائر قد تؤثر بطريقة غير متماثلة على مستويات التضخم، هذا ما شجعنا على تطبيق نماذج قياسية غير خطية وحديثة في هذه الدراسة.

تم تنظيم بقية الورقة على النحو التالي: يقدم القسم الثاني استعراضا موجزا لأهم الدراسات التطبيقية ذات الصلة بالموضوع؛ يقدم القسم الثالث النماذج المقترحة والنهج التجريبي المتبع. أما القسم الرابع فيناقش البيانات والنتائج المحصل عليها. لتعرض الاستنتاجات وإجراءات السياسة المقترحة في القسم الأخير من هذه الورقة البحثية.

2. مراجعة للدراسات التجريبية حول العلاقة بين أسعار النفط والتضخم

ظلت التقلبات المرتبطة بأسعار النفط وبالأخص ارتفاعها، مسؤولة عن جل التغيير في الأنشطة الاقتصادية، بل إنها تسببت في حدوث كثير من حالات الركود في الاقتصادات المختلفة. هذا من أهم الأسباب التي جعلت من أن التغيرات والتقلبات في أسعار النفط وعلاقتها بالتضخم تحظى باهتمام كبير من قبل الاقتصاديين وصناع القرار. تم تقديم العديد من الدراسات التجريبية لتحليل آثار تغيرات أسعار النفط على استقرار الاقتصاد الكلي في العديد من الدول وخاصة كفاءة السياسة النقدية، وركزت الكثير منها على التحقق في ظاهرة التضخم في مختلف اقتصاديات هذه الدول، وفيما يلي استعراض موجز لأهم الدراسات ذات الصلة بالموضوع.

من أهم المساهمات الحديثة في هذا المجال الورقة البحثية التي قدمها كل من Husaini, D. H., & Lean, H. H (2021) حول التأثير غير المتكافئ لأسعار النفط وسعر الصرف على تضخم أسعار التجزئة في ثلاث دول أسيوية وهي إندونيسيا، وماليزيا وتايلاند. تم استخدام نهج NARDL لالتقاط حجم التغيير لكل من الزيادة والانخفاض في سعر النفط وسعر الصرف على سعر التجزئة للتضخم. اكتشفا الباحثان أن الزيادة في سعر النفط لها تأثير أكبر على مؤشر أسعار المنتجين من مؤشر أسعار المستهلك في جميع البلدان. كما أن النتائج في ماليزيا تشير إلى أن الزيادة في سعر النفط لها تأثير أكبر على مؤشر أسعار المنتجين أكثر من انخفاض سعر النفط. أما في تايلاند فإن الزيادة في سعر النفط تؤثر على كل من مؤشر أسعار المستهلك ومؤشر أسعار المنتجين بشكل أكبر من انخفاضها. في حين يؤدي انخفاض قيمة العملة إلى زيادة تضخم الأسعار بشكل كبير في جميع البلدان وأوصى الباحثان صانعي السياسات بمواصلة برامج حوافز الطاقة الخاصة بهم، وبتعزيز السياسة النقدية وزيادة كفاءتها في الدول الثلاثة (Husaini & Lean, 2021).

دراسة أخرى قيمة قدمها كل من Köse, N., & Ünal, E (2021) حيث حاولا الباحثان من خلالها تحليل تأثير تغيرات أسعار النفط وتقلباتها على التضخم في تركيا من خلال استخدام نموذج SVAR للفترة الشهرية بين مارس 1988 وأغسطس 2019. تم تحليل

تأثيرات عدد من المتغيرات على التضخم من خلال تحليل التباين ودالة الاستجابة الفورية. وفقا لنتيجة تحليل التباين، فإن هناك تأثير لأسعار النفط على التضخم، ولوحظ زيادة تأثيره على مدار الأشهر الموالية. بالإضافة إلى ذلك، لوحظ في الشهر الأول أن تقلب أسعار النفط لم يكن له أي تأثير على التضخم، في حين أن تأثيره بدأ في الارتفاع في الفترات اللاحقة. كشف الباحثان أن السبب الأساسي وراء زيادة تأثير أسعار تقلبات أسعار النفط في الأشهر اللاحقة هو أن النفط منتج سلعي وعادة ما يتم شراؤه عند مستوى سعر محدد ويتم تخزينه. لذلك، بالمقارنة مع المتغيرات الأخرى، مثل سعر الصرف، فقد أصبح تأثيرها أكثر أهمية في الفترات اللاحقة. كما أظهرت النتائج أن استجابة التضخم لأسعار النفط كانت كبيرة وإيجابية في الأشهر الأولى، لكن تقلب أسعار النفط ظل ضئيلا. بالنسبة لتكلفة العمالة، أظهرت النتائج أن تأثيره زاد خلال فترة الدراسة، بينما في الشهر الأول لم يكن له أي تأثير على التضخم. النتائج أظهرت أيضا أن سعر الصرف هو أكبر مصدر للتغير في معدلات التضخم ولكن أثره انخفض بشكل طفيف على مدى الأشهر اللاحقة. في الأخير استنتج الباحثان أنه وبالرغم من أن حكومة تركيا بإمكانها أن تتبع سياسات الاقتصاد الكلي المستقرة، إلا أن تطورات أسعار النفط وتقلباتها هي مشاكل خارجية ولا يمكن أن تحدد من خلال السياسات الاقتصادية الوطنية. لذلك، وجب على صناع القرار اتباع سياسات لتقليل طلبها على النفط المتزايد وتطوير طرق بديلة لتلبية احتياجاتها من الطاقة (Köse & Ünal, 2021).

من جهته فحص Adebayo, T. S (2020) الحركية الديناميكية المشتركة والسببية بين سعر النفط والتضخم في نيجيريا باستخدام البيانات الشهرية خلال الفترة الممتدة بين يناير 2007 ومارس 2020. وقد استخدم في هذه الدراسة تقنيات التماسك المويجي التي تعد إحدى التقنيات الجديدة نوعا ما في الاقتصاد والمالية للتحقق من الحركة المشتركة والسببية بينهما في وقت واحد. بالإضافة إلى ذلك، اعتمد على اختبارات سببية جرانجر وتودا ياماموتو كاختبارات اضافية لمعرفة قوة ومتانة تقنيات التماسك المويجي. كشفت النتائج الخاصة بهذه التقنية أن هناك حركة مشتركة إيجابية بين التضخم وأسعار النفط بين الفترة فبراير 2014 وجانفي 2017 على المقياس 4–8؛ كما أكدت النتائج وجود دليل على علاقة سببية بين أسعار النفط والتضخم. كشفت تقنية التماسك المويجي عن علاقة سببية أحادية الاتجاه تمتد من سعر النفط إلى التضخم وهو ما أكدته أيضا اختبارات السببية لجرانجر وتودا ياماموتو. وانطلاقا من هذه النتائج، أوصى الباحث إلى زيادة الاهتمام بتنويع مصادر الإيرادات في نيجيريا، بالأخص القطاع الزراعي الذي قد يوفر مصادر إضافية للإيرادات للتعامل مع التقلبات الناتجة عن التغيرات في أسعار النفط الخام (Adebayo, 2020).

إختبر كل من Živkov, D., Đurašković, J., & Manić, S (2019) من خلال ورقة بحثية أخرى كيفية تأثير تغيرات أسعار النفط على تضخم أسعار المستهلكين في أحد عشر دولة في وسط وشرق أوروبا. استخدم الباحثون الثلاثة نهج تبديل ماركوف القائم على تحليل المويجات للتمييز بين التأثيرات المختلفة في آفاق زمنية مختلفة. وبينت النتائج أن انتقال تغيرات أسعار النفط إلى التضخم منخفض نسبيا في دول أوروبا الوسطى والشرقية حيث أن ارتفاع سعر النفط بنسبة 100% يتبعه ارتفاع في التضخم بنسبة 1% إلى 6%. التأثير المنخفض نسبيا من النفط إلى التضخم ينقل رسالة مهمة للمستثمرين الدوليين، خاصة وأن التضخم يعتبر مؤشرا مهما للغاية لاستقرار الاقتصاد الكلي، وقد يمكن هؤلاء المستثمرين الدوليين أن يكونوا على ثقة من أن الصدمات النفطية لا يمكن أن تعطل استقرار الأسعار في بلدان وسط وشرق أوروبا المختارة، وهي سمة إيجابية لهذه البلدان. لكن تم العثور على أقوى تأثير لارتفاع أسعار النفط على التضخم في الآفاق الزمنية الأطول لمعظم البلدان، مما يعني أن التأثير غير المباشر هو أكثر كثافة من التأثير المباشر. تشير النتائج التي تم التوصل إليها أيضا إلى أن سعر الصرف ليس عاملا مهما عندما تنتقل الصدمات النفطية نحو التضخم، إلا في الحالات التي يحدث فيها انخفاض كبير في القيمة. ولقد أظهروا أن سلوفاكيا وبلغاريا هما الدولتان اللتان شهدتا التأثير المار الأعلى والأكثر اتساقا في عينة الدراسة، وقد يرجع ذلك إلى أن هذه البلدان لديها أعلى نسب استيراد النفط إلى الناتج المحلي الإجمالي. هذه النتائج يمكن أن توفر أساسا مفيدا لفهم كيفية تأثير الصدمات النفطية على معدلات التضخم في دول وسط وشرق أوروبا، وما إذا كان هذا التأثير يتطلب التزاما كبيرا من السلطات النقدية لتخفيف هذه الصدمات (Živkov, Đurašković, & Manić, 2019).

قدم (Thach N.N, 2019)، دراسة بهدف تحليل تأثير سعر النفط الخام العالمي على التضخم في الفيتنام من بداية السداسي الأول من سنة 2000 إلى السداسي الأخير لسنة 2015 باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) وطريقة تحليل دوال الاستجابة النبضية (IRFs) وتحليل تباين أخطاء التنبؤ(FEVD). تظهر النتائج أن سعر النفط العالمي له تأثيرات إيجابية على التضخم (يقاس بمؤشر أسعار المستهلك). عندما يرتفع سعر النفط العالمي بمقدار انحراف معياري واحد، يرتفع التضخم بنسبة 2.34% في الربع الأول ويستمر هذا الاتجاه الصعودي حتى الربع الرابع. بالتزامن مع ذلك، لوحظ أقوى تأثير لسعر النفط العالمي على التضخم في الربع الخامس، وإن كان يتضاءل بعد ذلك. تشير النتائج أيضا إلى أن سعر النفط العالمي له تأثير سلبي بشكل عام على نمو الناتج المحلي

الإجمالي الحقيقي للفيتنام. تقدم هذه الورقة بعض الآثار المترتبة على تنظيم أسعار النفط المحلية لتحسين كفاءة السياسة النقدية (Thach, 2019).

تؤثر التغيرات في أسعار النفط بشكل مباشر على تكاليف الإنتاج أيضا، وبالتالي على المستوى العام لأسعار المنتجات. لذا اهتم كل من Goh, L. T وآخرون بدراسة أحد أكبر الاقتصادات في جنوب شرق آسيا وهي إندونيسيا، وجاءت دراستهم بعنوان "هل تؤثر تقلبات أسعار النفط على معدل التضخم في إندونيسيا بشكل غير متناظر؟" طبقت هذه الدراسة نموذج NARDL للتحقق من تأثير تقلبات أسعار النفط في إندونيسيا. تعتبر هذه الدراسة غاية في الأهمية بالنسبة للبنك المركزي لقياس فعالية سياسة استهداف التضخم في تحصين البلاد من تقلبات أسعار النفط. كشفت النتائج التي توصل إليها الباحثون عن وجود سلوك غير متماثل بين سعر النفط ومعدل التضخم (مؤشر أسعار المنتجين)، مما يشكك في فعالية سياسة استهداف التضخم في البلد. وبشكل أكثر تحديدا، على المدى الطويل، ستؤدي الزيادة في سعر النفط إلى زيادة معدل التضخم بانحراف أكبر، بينما سيؤدي انخفاض سعر النفط إلى انخفاض معدل التضخم لكن بانحراف أقل. مما يشير في الأخير إلى أن فوائد خفض أسعار النفط قد لا تنتقل إلى المستهلك (Goh, Siong, & Irwan , 2020).

فيما يخص حالة الجزائر تعتبر الورقة البحثية التي قدمها كل Lacheheb, M., & Sirag, A (2019) من أهم الدراسات فيما يخص هذا الموضوع، حيث تناولت هذه الدراسة العلاقة بين التغيرات في أسعار النفط ومعدل التضخم خلال الفترة 1970 إلى 2014. كانت طريقة الدراسة هذه قادرة على التقاط التأثير غير المتماثل لتقلبات أسعار النفط على مؤشر أسعار المستهلكين في الجزائر باستخدام نهج NARDL غير الخطي. كشف النموذج المقدر عن وجود تأثير غير خطي لأسعار النفط على التضخم أي وجود سلوك غير متماثل لصدمات أسعار النفط في تفسير تغيرات مؤشر أسعار المستهلك. على وجه التحديد، كشف الباحثان عن وجود علاقة مهمة بين ارتفاع أسعار النفط ومعدل التضخم. بينما لم تكن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين انخفاض أسعار النفط والتضخم في حالة الجزائر، ويمكن أن يعزى التمرير المنخفض لأسعار النفط نحو التضخم إلى مخططات السياسة العامة مثل الإعانات المدارة وتكاليف التعديل (Lacheheb & Sirag, 2019).

دراسة ثانية قدمها كل من Benameur, A. G وآخرون (2020) حول الآثار الاقتصادية الكلية لتقلبات أسعار النفط في الجزائر باستخدام نماذج الانحدار الذاتي الهيكلية SVAR، وبالاعتماد على بيانات ربع سنوية تغطي الفترة من 1999 إلى 2019 وذلك من أجل تقييم استجابة إجمالي الحسابات القومية من جانبي الإنتاج والطلب لصدمات أسعار

النفط. تظهر النتائج أن الصدمة الموجبة لأسعار النفط لها تأثير ضئيل للغاية على قطاع التجارة، وتأثير سلبي على قطاع الزراعة. أما فيما يخص استجابة الطلب من الناتج المحلي الإجمالي فقد جاءت ايجابية على الاستهلاك النهائي (العمومي والخاص بالعائلات)، فمعدل النمو الإيجابي للاستهلاك العمومي هو دليل على وجود قناة مالية توسعية، أما بالنسبة لنمو استهلاك العائلات فهو ناتج عن إعادة توزيع الدخل الذي من المفترض أن يعزز القوة الشرائية للمستهلكين. من جهة أخرى تستجيب الواردات أيضا بشكل إيجابي للصدمات النفطية ولكن بنسبة أقل وهذا راجع إلى الدور الذي يلعبه صافي الاحتياطات الأجنبية في كسر تأثير الصدمات الخارجية، بما في ذلك الناجمة عن أسعار النفط. أشارت هذه الدراسة أيضا إلى أن تقلبات النشاط الاقتصادي الجزائري مرتبطة ارتباطا وثيقا بتقلبات أسعار النفط. ويرجع هذا بشكل أساسي إلى المساهمة المهمة للقيمة المضافة لقطاع المحروقات في الناتج المحلي الإجمالي. ومع ذلك، فهذه ليست القناة الوحيدة التي تنتقل من خلالها صدمات أسعار النفط إلى النمو الاقتصادي، حيث يتأثر قطاع البناء أيضا بشكل إيجابي بفعل التغيرات المفاجئة في أسعار النفط (Benameur , Belarbi , & Toumache , 2020).

كما تعتبر الدراسة الحديثة للباحثين جليط الطاهر ومخلوف عز الدين (2022) كمحاولة جيدة لتقييم أثر الصدمات النفطية على فعالية السياسة النقدية في استهداف معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة 2000–2019. اعتمد الباحثان على نموذج قياسي يضم ثلاث متغيرات وهي سعر النفط كمؤشر عن الصدمات النفطية والعرض النقدي ومعدل التضخم كمؤشرات عن السياسة النقدية. بينت نتائج الدراسة القياسية باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR أن التأثير النسبي في معدل التضخم يرجع بالأساس للتغيرات في سعر النفط، حيث بلغ انحدار سعر النفط حوالي −0.85 في حين لم يتجاوز ميل العرض النقدي نسبة 0,062. كما بينت دوال الاستجابة لتحليل الصدمات وتحليل التباين أن التغيرات الحاصلة في معدل التضخم تستجيب بدرجة أكبر للتغيرات التي تحدث في سعر النفط، سواء في المدى القصير أو المدى الطويل. هذه النتائج تدعم الفعالية النسبية الضعيفة للسياسة النقدية في استهداف معدل التضخم في حالة الجزائر (جليط ومخلوف، 2022).

الجدول رقم (1): ملخص للدراسات السابقة

الباحثون	فترة دراسة	الدولة/ الإقليم	التقنيات المستخدمة	النتائج المتحصل عليها
الدول المصدرة للنفط				
Salah A.Nusair (2019)	2016-1970 *	دول مجلس التعاون الخليجي	التكامل المشترك غير الخطي NARDL وPMG	تشير النتائج إلى عدم التماثل الكبير على المدى الطويل لارتفاع وانخفاض أسعار النفط. كما أن ارتفاع أسعار النفط له آثار إيجابية كبيرة على التضخم. في حين أن انخفاض سعر النفط له تأثير ضئيل على التضخم.
Bala and Chin (2018)	2014-1995	الجزائر، أنغولا، ليبيا ونيجيريا	البانل الديناميكي	تأثر أسعار النفط على التضخم بشكل إيجابي.
Nazariyan, R., & Amiri, A. (2014)	مارس 2003- مارس 2013	إيران	التكامل المشترك المخفي ونموذج CECM	سرعة انتقال أسعار النفط إلى مؤشر أسعار المستهلكين في المدى الطويل. كما أن تمرير سعر النفط للتضخم غير متماثل لصدمات النفط الإيجابية والسلبية.
الدول الأخرى (مستوردة ومصدرة للنفط)				
Xiang, L., et al (2021)	جانفي 1999 – ديسمبر 2019	الصين	التحليل في مجال التردد وفي المجال الزمني	وجود تقلب إيجابي في أسعار النفط حيث يمر عبر التضخم في المدى القصير، مع ردود فعل عرضية من التضخم إلى أسعار النفط.
Roperto S. Deluna Jr., et al (2021)	2019-1998	الفلبين	نموذج NARDL غير الخطي	تعتبر صدمات أسعار النفط أهم محددات تقلبات التضخم ولها تأثير غير متماثل في المدى القصير وأيضا لصدمات معدل الفائدة على التضخم، في حين أن تمرير سعر الصرف للتضخم تأثيره ضعيف للغاية على المدى القصير.

يتبع...

الدول الأخرى (مستوردة ومصدرة للنفط)				
Zakaria, M., Khiam, S., & Mahmood, H. (2021)	جانفي 1980 – ديسمبر 2018	دول جنوب آسيا	التكامل المشترك: Johencen G–H NARDL السببية	تشير دوال الاستجابة الدفعية إلى أن صدمة أسعار النفط تؤثر بشكل إيجابي على التضخم وهذا التأثير دائم. كما أن سعر النفط له تأثير غير متماثل على التضخم.
.Ayisi, R.K (2021)	مارس 2000 – مارس 2016	غانا	نموذج NARDL غير الخطي	استجابة غير متماثلة للتضخم للتغيرات في أسعار النفط.
Albulescu, C. T., Oros, C., & Tiwari, A. K. (2017)	ديسمبر 2005 – جوان 2016	رومانيا	سببية مجال التردد	أسعار النفط العالمية تؤثر فقط على معدل التضخم الذي يشمل الأسعار المتقلبة.
Sek, S. K. (2017)	2015-1980	ماليزيا	نموذج ARDL الخطي وغير الخطي	تغيرات أسعار النفط لها تأثير مباشر محدود على أسعار المستهلك على المدى الطويل. بينما تأثيرها على أسعار المستهلك يكون بشكل غير مباشر.
Sakashita, Y., & Yoshizaki, Y. (2016)	أبريل 1994 – فيفري 2016	البرازيل، الهند، تشيلي، المكسيك الولايات المتحدة الأمريكية وروسيا	نموذج الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR	في البرازيل والهند والمكسيك، أدت صدمة أسعار النفط إلى خفض مستوى الأسعار.
Catik and Önder (2011)	فيفري 1986 – ديسمبر 2008	تركيا	نماذج تبديل نظام ماركوف	ظهور تأثير غير المتماثل لمرور وانتقال أسعار النفط نحو معدل التضخم
Lu et al (2010)	جانفي 1986 – ديسمبر 2008	تايوان	نموذج الـ GARCH الثنائي	أسعار النفط تسبب التضخم.

ملاحظة: * البحرين (1975–2016)، الكويت (1972–2016)، عمان (1970–2016)، قطر (1979–2016)، المملكة العربية السعودية (1970–2016)، والإمارات العربية المتحدة (1970–2016).

المصدر: إعداد الباحثان.

بالنسبة للدول النامية وبالأخص تلك المصدرة للنفط، بينت هذه المراجعة أنه على الرغم من أن بعض الأعمال التي تمت مناقشتها أعلاه نظرت في تأثيرات تقلب أسعار النفط على الديناميكيات الاقتصادية المختلفة (دراسة Lacheheb, M., & Sirag, A، 2019؛ دراسة Salah A.Nusair، 2019؛ Nazariyan, R., & Amiri, A.، 2014؛...)، إلا أن بعض النتائج تظل غير حاسمة ومبهمة. إن هذه الدراسة في تأثير أسعار النفط على التضخم تتميز بنوع من التفصيل وبطرق قياسية مختلفة، حيث يسد هذا العمل الفجوة في الأدبيات باستخدام اختبار MAKI للتكامل المشترك ومقارنة نتائجه مع اختبار التكامل غير الخطي (اللامتماثل) NARDL، وهو أمر غاية في الأهمية حيث أن التركيز على تقدير نموذج NARDL غير الخطي الذي يتفوق على نموذج ARDL الخطي يعد مساهمة مهمة في الأدبيات الحالية التي نادرا ما طبقت في حالة الجزائر مع اختبار اللاخطية BDS test. كما أن اختيار طريقة اقتصادية قياسية مناسبة قد يجعل الآثار السياسية للتحليل أكثر موثوقية. كما استخدمت الورقة أيضا اختبارات جذر الوحدة بوجود انكسارات هيكلية. فلقد أشار Perron (1989) إلى أن مشكلة جذر الوحدة في السلسلة قد تكون ناجمة عن حدوث تغييرات هيكلية. ومنه فإن اختبارات جذر الوحدة التقليدية قد توفر نتائج غامضة بسبب قوتها التفسيرية المنخفضة وتوزيعها الضعيف للحجم (Shahbaz et al., 2017). يتم حل هذه المشكلة من خلال تطبيق اختبار جذر الوحدة الذي يستوعب نقاط توقف هيكلية. حيث قامت الورقة بفحص السلاسل الزمنية باستخدام اختبارات جذر الوحدة المختلفة، اختبار Zivot and Andrews (1992)، اختبار Lee and Strazicich (2003)، واختبار Kapetanios (2005).

وبسبب اعتماد الجزائر الشديد على النفط في صادراتها (95% من الصادرات الكلية 2018)، فإن لارتفاع أسعار النفط، وتراجعها آثارا على الاقتصاد ككل، لذلك تعد هذه الدراسة وباستخدام هذا النهج الحديث نوعا ما أمرا مهما قد يمكن صانعي السياسات من فهم ديناميكيات التضخم في الجزائر، وأيضا يساعد السلطات النقدية في البلد من تحقيق درجة عالية من المصداقية لإدارتها؛ وقد يكون هناك إطار عمل لاستهداف التضخم بشكل مناسب. كل هذا سيساهم في إيجاد حلول جذرية للتخفيف من تأثير تغيرات أسعار النفط على حدة التضخم في الاقتصادات النامية والتي تعتمد إلى حد كبير على هذا المورد في صادراتها.

3. البيانات والإطار المنهجي

1.3. وصف البيانات

في دراستنا هذه، سنستخدم البيانات السنوية لبعض متغيرات الاقتصاد الكلي وأهمها: أسعار نفط برينت (OIL) تم الحصول عليه من قاعدة بيانات الأوبك، الرقم القياسي لأسعار المستهلك المستخدم كبديل للتضخم (CPI) (100=2010)، عرض النقود الموسع (M2) كأداة للسياسة النقدية، أما Xi فتشير إلى متغيرات التحكم الأخرى مثل سعر الصرف الاسمي (ECH) والناتج المحلي الإجمالي GDP (فجوة الناتج أيضا (Gap) محسوبة بالاستعانة بمصفي HP). كان الدافع وراء إدراج هذه المتغيرات الرقابية هو دور السياسة النقدية في شحذ الاقتصاد أثناء صدمات أسعار النفط. إذا عملت السلطات النقدية على إبقاء نمو الناتج المحلي الإجمالي الاسمي ثابتا، فسوف يتسارع معدل التضخم بنفس المعدل الذي يتباطأ فيه نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. إذا أبقت السلطات النقدية على سعر الصرف الاسمي ثابتا، سينخفض معدل التضخم وسيزداد الضغط على العملات الأجنبية (Bala & Chin, 2018). استخدمنا في هذه الدراسة البيانات السنوية حسب ما هو متاح من 1975−2020. مصادر البيانات أغلبها من قاعدة بيانات البنك الدولي WB، ومن مؤشرات التنمية العالمية WDI. في تحليلنا، سنقوم بحساب التغيرات غير المتماثلة في أسعار النفط، حيث نميز بين الصدمات الإيجابية في أسعار النفط (OIL+) وأيضا الصدمات السالبة في أسعار النفط (OIL−).

2.3. الإطار المنهجي

1.2.3. اختبار جذر الوحدة مع وجود فاصل هيكلي

قبل الشروع في اختبارات التكامل المشترك، بدأت هذه الدراسة القياسية بإجراء اختبار جذر الوحدة لجميع المتغيرات باستخدام اختبارات جذر الوحدة في وجود فواصل هيكلية. إن تطبيق نهج اختبارات جذر الوحدة لديكي فولر (ADF) وفيليبس بيرون (PP) المعزز قد تؤدي إلى نتائج مضللة من خلال تجاهل الفواصل الهيكلية في السلسلة (Mujtaba & Jena, 2021). لمعالجة هذه المشكلة، يتم استخدام اختبار Zivot and Andrews (1992). تم توضيح نتائج اختبار ZA في الجدول 2.

الجدول رقم (2): نتائج اختبار جذر الوحدة Zivot–Andrews مع فاصل هيكلي

المتغيرات	في المستوى			الفرق الأول			مستوى التكامل
	I	II	III	I	II	III	
CPI_t	----	−3.50 (1)	−3.38 (1)	−4.00 (1)	−3.04 (0)	−4.57 (0)	I(?)
TB	----	**1987**	**1986**	**1997**	**1994**	**1997**	
OIL_t	−3.46 (0)	−2.26 (0)	−3.48 (0)	−6.43 (0)*	−6.02 (0)*	−6.26 (0)*	I(1)
TB	**2004**	**1989**	**2005**	**2012**	**2008**	**2012**	
ECH_t	−3.08 (3)	----	−3.09 (3)	−3.84 (2)	−2.49 (2)	−4.12 (2)	I(?)
TB	**1994**	----	**1994**	**2003**	**2009**	**2003**	
$M2_t$	−6.49 (0)*	−6.00 (0)*	−6.94 (0)*	−7.02 (2)*	−6.56 (2)*	−6.97 (2)*	I(0)
TB	**1997**	**2008**	**2001**	**2002**	**1992**	**2002**	
GDP_t	−4.46 (0)***	−3.80 (0)	−5.18 (0)**	−5.11 (4)**	−4.66 (4)**	−5.15 (4)**	I(0)
TB	**1998**	**1987**	**1995**	**1994**	**2002**	**1995**	
GAP_t	−5.10 (3)**	−4.72 (3)**	−5.09 (3)**	−5.69 (4)*	−5.55 (4)*	−6.08 (4)*	I(0)
TB	**1998**	**1988**	**2008**	**2010**	**1989**	**2012**	

المصدر: إعداد الباحثان وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews12

تبين من خلال نتائج اختبار Z–A بوجود فاصل هيكلي واحد أن ثلاث سلاسل زمنية ظهرت مستقرة عند مستواها وهي تخص المتغيرات ($M2_t$، GDP_t، GAP_t)، في حين استقرت فقط السلسلة الخاصة بالمتغير OIL_t عند أخذ الفرق الأول. ونظرا لأن بعض السلاسل لم تستقر حتى بعد أخذ الفرق الأول كما هو ملاحظ في الجدول 2، لجأنا إلى اختبار آخر لجذر الوحدة مع وجود فواصل هيكلية. قمنا بإجراء اختبار LM لجذر الوحدة مع وجود فاصلين هيكليين لـLee and Strazicich (2003) وفقط للسلاسل التي لم تستقر بعد أخذ الفرق الأول. تنص الفرضية الصفرية لهذا الاختبار على أن السلسلة بها جذر وحدة مع فاصلين هيكليين (السلسلة غير مستقرة). نستعرض في الجدول 3. التالي نتائج اختبار جذر الوحدة مع وجود فاصلين بنيويين LM.

الجدول رقم (3): نتائج اختبار جذر الوحدة مع وجود فاصلين هيكليين L–S

المتغيرات	في المستوى		الفرق الأول		I(..)
	نموذج A	نموذج B	نموذج A	نموذج B	
CPI_t	−3.01 (2)	−6,06 (4)	**−3.60 (1)	−5.11 (1)	I(1)
TB_1	**1994**	**1992**	**1990**	**1990**	
TB_2	**2011**	**2004**	**2000**	**1998**	
ECH_t	−3.33 (4)	−4.11 (3)	*−5.80 (1)	**−6.36 (1)	I(1)
TB_1	**1993**	**1993**	**1996**	**1987**	
TB_2	**2014**	**2006**	**1999**	**2001**	

المصدر: إعداد الباحثان وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews12

TB_1 و TB_2: تواريخ الفواصل الهيكلية . النموذج I: Crash (A)، النموذج الثاني II: Break (C)، K: ( ) هي فترة التأخير المثلى المستخدمة في اختبارات جذر الوحدة LM محددة وفق معيار AIC وSC لإزالة الارتباط التسلسلي في سلسلة البواقي. *، ** تدل على قبول الفرضية العدم لجذر الوحدة عند مستويات 1% و5% على التوالي.

لدعم هذه النتائج ارتأينا اللجوء لاختبار حديث نوعا ما وهو اختبار Kapetanios (2005) لاختبارات جذر الوحدة بحد أقصى قدره خمسة فواصل هيكلية وهذا لتجنب أي نتائج زائفة بترتيب تقديرات التكامل على المدى الطويل بعد التحقق من وجود علاقة التكامل المشترك.

الجدول رقم (4): نتائج اختبارات جدر الوحدة في وجود فواصل هيكلية Kapetanios test

المتغيرات	t– statistic	تاريخ الانكسارات	القيم الحرجة عند 5%	القرار
CPI_t	−4.35	1989، 1996، 2008	−7.006	I(1)
OIL_t	−6.08	1985، 2001، 2009	−7.006	I(1)
ECH_t	−5.23	1988، 2002، 2014	−7.006	I(1)
$M2_t$	*−9.29	1990، 2000، 2006	−7.006	I(0)
GDP_t	−6.57	1994، 2004، 2014	−7.006	I(1)
GAP_t	−6.50	1985، 2005، 2014	−7.006	I(1)
$\Delta(CPI_t)$	*−7.06	1988، 1996، 2014	−7.006	I(0)
$\Delta(OIL_t)$	*−8.34	1981، 2004، 2014	−7.006	I(0)
$\Delta(ECH_t)$	*−10.50	1993، 2002، 2014	−7.006	I(0)
$\Delta(M2_t)$	*−8.95	1992، 2001، 2007	−7.006	I(0)
$\Delta(\mathrm{GDP}_t)$	*−9.60	1981، 1988، 1994	−7.006	I(0)
$\Delta(\mathrm{GAP}_t)$	*−9.43	1981، 1987، 2013	−7.006	I(0)
* تشير إلى مستوى المعنوية عند 5%؛ Δ تدل على سلسلة الفروق الأولى.				

المصدر: إعداد الباحثان وبالاعتماد على مخرجات برنامج Gretl

2.2.3. اختبار BDS Test للاخطية

لاختبار ما إذا كانت اللاخطية موجودة في المتغيرات أم لا، نطبق اختبار BDS حيث توضح الفرضية الصفرية (H0) أن السلسلة مستقلة وموزعة بشكل متماثل. وسوف نقارن إحصائيات الاختبار المحسوبة مع القيم الحرجة، وفي حالة أن القيم المحسوبة أكبر من القيم الحرجة يتم قبول الفرض البديل، مما يدل على وجود اللاخطية. في حالة تأكيد اللاخطية، يمكن أن نتحرك نحو تقدير معاملات نموذج NARDL غير الخطي (Baz, et al., 2020).

الجدول رقم (5): اختبار BDS للخطية

المتغيرات	الأبعاد				
	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6
CPI_t	0.188*	0.310*	0.390*	0.448*	0.492*
OIL_t	0.129*	0.204*	0.241*	0.298*	0.332*
ECH_t	0.171*	0.286*	0.369*	0.425*	0.462*
$M2_t$	0.02*	0.005	0.017	0.016	−0.019
GDP_t	−0.002	0.038*	0.067*	0.089*	0.096*
GAP_t	−0.007	0.021*	0.030*	0.048*	0.048*

تشير * و ** و *** إلى المعنوية عند مستوى دلالة 10% و5% و1% على التوالي.

المصدر: إعداد الباحثان وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12

اختيارنا لاستخدام نهج BDS غير الخطي الذي اقترحه Broock et al (1996) من أجل الكشف عن بواقي نموذج الـ VAR، حيث تم رفض الفرضية العدم H_0 في اختبار BDS بتوزيعات مستقلة ومتماثلة، النتائج تشير إلى أن جل السلاسل الزمنية تقريبا لها خصائص غير خطية تحت أبعاد مختلفة (م = 2 ، 3 ، ... ، 6). وكما هو مبين في الجدول 5، فنتائج اختبار BDS تشير إلى أن الفرضية العدم للاعتماد الخطي قد تم رفضها عند مستوى معنوية 1%، مما يدل على أن النموذج غير الخطي هو الأكثر ملاءمة لاكتشاف العلاقات قصيرة المدى بين متغيرات الدراسة (Broock, Scheinkman, Dechert, & LeBaron, 1996).

3.2.3. اختبار الحدود من التكامل المشترك غير الخطي ونتائج NARDL

لدراسة عدم التماثل لتأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، يمكن أن نستخدم نموذج غير خطي من نوع (NARDL) والذي طوره Shin et al (2014). نفترض نموذج خطي من خمس متغيرات على النحو التالي، CPI_t، OIL_t، ECH_t، $M2_t$، GDP_t [1] أي:

$$CPI_t = f(OIL_t, ECH_t, M2_t, GDP_t) \qquad (1)$$

هذا النموذج يسمح بفصل التأثيرات غير المتماثلة في كل من المدى الطويل والمدى القصير، وهو امتداد غير متماثل لنموذج ARDL الخطي ويكتب على الشكل التالي:

$$CPI_t = f(OIL^+_t, OIL^-_t, ECH_t, M2_t, GDP_t) \qquad (2)$$

يتبع هذا النموذج تحليلا عاما شاملا لتجنب أي أخطاء في التقدير، وللحصول على المضاعفات الديناميكية الصحيحة عن طريق إسقاط جميع المتغيرات غير المهمة. استنادا إلى مناقشتنا حول الاستجابة غير الخطية للمتغير التابع CPI_t للصدمات الخارجية، نفترض أن المتغير المستقل OIL_t له تأثير غير متماثل على المتغير التابع CPI_t. لذا فإن نقطة البداية هي توضيح نموذج الانحدار غير المتماثل في المدى الطويل على النحو التالي: (Shin, Yu, & Greenwood–Nimmo, 2014):

$$CPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 OIL_t^+ + \alpha_2 OIL_t^- + \alpha_3 ECH_t + \alpha_4 M2_t + \alpha_5 GDP_t + \varepsilon_t \qquad (3)$$

$$OIL_t = \beta^+ OIL_t^+ + \beta^- OIL_t^- + u_t \qquad (4)$$

[1] قامت الدراسة بتقدير نموذجين، النموذج الأول باستخدام المتغيرات التالية: CPI_t، OIL_t، ECH_t، $M2_t$، GDP_t، في حين في النموذج الثاني استخدمت الدراسة نفس المتغيرات ماعدا الناتج المحلي الإجمالي GDP_t حيث تم استبداله بفجوة الناتج GAP_t والذي يعكس التقلبات في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

حيث: β^+ وβ^- هي المعلمات طويلة المدى المرتبطة، و OIL_t^+ ، OIL_t^- هي عمليات مجموع جزئي للتغيرات الإيجابية والسلبية في المتغير OIL_t، و OIL_t ما هو إلا متجه الانحدار المفصل والمعرف على النحو التالي:

$$OIL_t = OIL_0 + OIL_t^+ + OIL_t^- \quad (5)$$

$$\sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta OIL_j, 0\right) \quad (6)$$

$$OIL_j^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta OIL_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min\left(\Delta OIL_j, 0\right) \quad (7)$$

شين وآخرون (2014)، قاموا بربط المعادلة (3) مع نموذج الـ ARDL الخطي لبيساران وآخرون (2001) للحصول في الأخير على علاقة الـ ARDL غير الخطي (NARDL). وبالتالي فإن صيغة NARDL (p,q) للمعادلة (3)، تكتب في شكل نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل (AECM) يمكن تحديده على النحو التالي:

$$\begin{aligned}\Delta CPI_t = {} & \alpha_0 + \rho CPI_{t-1} + \theta^+ OIL_{t-1}^+ + \theta^- OIL_{t-1}^- + \lambda\, ECH_{t-1} \\ & + \delta\, M2_{t-1} + \partial\, GDP_{t-1} \\ & + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j\, \Delta CPI_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \mu_j\, \Delta ECH_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \varphi_j\, \Delta M2_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^{q} \tau_j\, \Delta GDP_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q} \left(\pi_j^+\, \Delta OIL_{t-j}^+ + \pi_{j-}^-\, \Delta OIL_{t-j}^-\right) + e_t, \quad (8)\end{aligned}$$

$\beta^- = -\theta^-/\rho$ و $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ وحيث ، $j = 1, \ldots, q-1$

$\rho, \theta^+, \theta^-, \lambda, \delta, \partial$: معلمات نموذج الـ NARDL في المدى الطويل.

$\gamma, \mu, \varphi, \tau, \pi^+, \pi^-$: معلمات نموذج الـ NARDL في المدى القصير.

تتمثل الخطوة الأولى في تقدير نموذج(p,q)NARDL (أي المعادلة (8))، أما الخطوة الثانية، إجراء اختبارات التكامل المشترك غير الخطي (الفرضية الصفرية: عدم وجود تكامل مشترك) أي:

$$\rho = \theta^{+} = \theta^{-} = 0$$

ويتم اختباره عن طريق إجراء اختبار الحدود الذي قدمه كل من بيساران وآخرون (2011)، وشين وآخرون (2014) القائم على اختبار F المصححة (تعرف أيضا بـ F_{PSS}). يستخدم إجراء هذا الاختبار حدين حرجين؛ حد علوي وحد سفلي. إذا تجاوزت القيمة المحسوبة لإحصائية F_{PSS} الحد الأعلى، فهناك دليل على وجود علاقة توازن في المدى الطويل؛ أما إذا كانت تقع أسفل الحد الحرج الأدنى، فلا يمكن رفض فرضية العدم أي غياب تكامل مشترك غير متماثل. في حين إذا كانت تقع بين الحدود الحرجة فإن الاختبار غير حاسم في هذه الحالة (Pesaran, Shin, & Smith, 2001).

الاختبار الثاني هو اختبار t_{BDM} لـ Banerjee وآخرون ويقوم هذا الاختبار على الفرضيات التالية (Banerjee, Dolado, & Mestre, 1998):

$$H_0: \ \theta = 0$$
$$H_A: \theta < 0$$

كيف تستنتج الدراسة القرار المناسب؟ إذا رفضنا H_0 (غياب تكامل مشترك)، فإننا نستنتج أنه يوجد تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة القياسية في وجود عدم تناسق (عدم التماثل). الجدول (6) التالي يوضح نتائج اختبار النموذجين:

الجدول رقم (6): نموذج اختبار الحدود والتكامل المشترك غير الخطي

الاختبار	نموذج ARDL المتماثل		نموذج NARDL غير المتماثل	
النموذج I: $CPI_t = f(OIL_t, ECH_t, M2_t, GDP_t)$	F_{PSS}	t_{BDM}	F_{PSS}	t_{BDM}
	7.044**	−5.189**	8.705**	−5.067**
القرار	وجود تكامل مشترك		وجود تكامل مشترك	
الاختبار	نموذج ARDL المتماثل		نموذج NARDL غير المتماثل	
النموذج Π: $CPI_t = f(OIL_t, ECH_t, M2_t, GAP_t)$	F_{PSS}	t_{BDM}	F_{PSS}	t_{BDM}
	3.921	−3.317	2.697	−2.592
القرار	غياب تكامل مشترك		غياب تكامل مشترك	

ملاحظات: تشير إحصائيات FPSS غير الخطية إلى إحصاء F الذي اقترحه (Shin،.et al، 2014). وأيضا سنة (2001) اختبار الحدود. تظهر تشير إحصائيات TBDM الإحصائيات الذي اقترحه Banerjee وآخرون. (1998). تظهر القيم p بين قوسين.

** و*** تشير إلى مستويات المعنوية عند مستويات 5% و1% على التوالي.

المصدر: حساب الباحثين باستخدام Eviews 12.

يبين الجدول (6) نتائج اختبار الحدود والتكامل المشترك غير الخطي وذلك بتطبيق نموذجي ARDL وNARDL على التوالي، وقد أوضحت نتائج النموذج I أن هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في كلا النموذجين الخطي (المتماثل) واللاخطي (غير المتماثل) وهذا راجع إلى معنوية قيمة الإحصائيتين F_{PSS} و t_{BDM} عند مستوى 5% مما يؤكد وجود علاقة طويلة المدى بين متغيرات الدراسة القياسية. أما بالنسبة للنموذج Π فالنتائج أكدت غياب وجود تكامل مشترك عند تطبيق نموذج ARDL المتماثل، والنموذج غير المتماثلNARDL ، حيث تم قبول الفرض العدم وجاءت الإحصائيتين F_{PSS} و t_{BDM} غير معنوية عند جميع المستويات أي غياب علاقة التكامل المشترك في النموذج الثاني.

الخطوة الثانية، يتم عرض النتائج التجريبية لمقدرات النماذج الخطية والغير خطية في الجدول (7) وإجراء اختبارات والد لعدم التماثل في المدى القصير والطويل في نفس الجدول:

الجدول رقم (7): تقدير النماذج المتماثلة والغير متماثلة

النموذج I: $CPI_t = f(OIL_t, ECH_t, M2_t, GDP_t)$		
المتغير التابع: ΔCPI		
المتغيرات	النموذج المتماثل ARDL	النموذج الغير متماثل NARDL
اللوحة 1:	المدى القصير	
c	-3.44^{*}	-8.06^{*}
$TREND$	0.37^{*}	0.91^{*}
$\mathrm{D(CPI(-1))}$	0.54^{*}	0.65^{*}
$\mathrm{D(CPI(-2))}$	0.09	0.03
$\mathrm{D(CPI(-3))}$	0.41^{*}	0.88
$D(OIL)$	0.03^{***}	---
$D(OIL(-1))$	-0.02	---
$D(OIL(-2))$	-0.04^{**}	---
$D(OIL(-3))$	-0.04^{*}	---
$D(OIL^{+})$	---	-0.03
$D(OIL^{+}(-1))$	---	-0.05
$D(OIL^{+}(-2))$	---	-0.08^{*}
$D(OIL^{+}(-3))$	---	-0.05
$D(ECH)$	0.22^{*}	0.32^{*}
$D(ECH(-1))$	---	-0.06
$D(ECH(-2))$	---	0.09^{**}
$D(M2)$	-0.01	-0.01
$D(GDP)$	---	0.19^{*}
$D(GDP(-1))$	---	-0.69^{*}
$D(GDP(-2))$	---	-0.47^{*}
$D(GDP(-3))$	---	-0.43^{*}
$D2$	-4.95^{*}	-3.83^{*}
$D3$	3.61^{*}	8.22^{*}
$\mathrm{ECM(-1)}$	-0.50^{*}	-0.90^{*}
R^2	0.88	0.95
$\bar{R}^2$	0.83	0.90

يتبع ...

النموذج I: $CPI_t = f(OIL_t, ECH_t, M2_t, GDP_t)$		
المتغير التابع:ΔCPI		
المتغيرات	النموذج المتماثل ARDL	النموذج الغير متماثل NARDL
اللوحة 2:	المدى الطويل	
OIL_t	0.24^{*}	---
OIL_t^{+}	---	0.18^{*}
OIL_t^{-}	---	0.14^{*}
ECH_t	0.88^{*}	0.72^{*}
$\mathrm{M2}_t$	-0.14^{***}	-0.16^{*}
GDP_t	0.15	0.93^{**}
اللوحة 3:	اللاتماثل في المدى الطويل Asymmetry	
W_{LR}	---	10.98^{*}
اللوحة 4:	اللاتماثل في المدى القصير Asymmetry	
W_{SR}	---	3.50^{***}
اللوحة 5:	الاختبارات التشخيصية للنماذج	
LM $_{(F)}$ test (P-value) -2-	$0.79\ (2)^{*}$	$1.53\ (2)^{*}$
اللوحة 5:	الاختبارات التشخيصية للنماذج	
ARCH $_{(F)}$ test (P-value) -2-	$1.75\ (2)^{*}$	$1.06\ (2)^{*}$
Normality test $_{(JB)}$ (P-value)	0.41^{*}	1.47^{*}
RESET $_{(F)}$ test (P-value)	$0.03\ (2)^{*}$	$2.01\ (2)^{*}$
CUSUM	مستقر	مستقر
CUSUMSQ	مستقر	مستقر

ملاحظة:

تشير الإشارتين " + "و" −" إلى العمليات الجزئية الإيجابية والسلبية، على التوالي.

تشير *، **، و *** إلى مستوى المعنوية عند 1% و5% و10% على التوالي.

W_{LR} يشير إلى اختبار والد للتماثل على المدى الطويل الذي يحدده: $-\theta^{+}/\rho = -\theta^{-}/\rho$

W_{SR} يشير إلى اختبار والد لحالة التماثل المضافة على المدى القصير المحددة بواسطة:

$$\sum_{j=1}^{q} \pi_j^{+} = \sum_{j=1}^{q} \pi_j^{-}$$

الفرض العدم: "وجود تأثيرات متماثلة"

المصدر: حساب الباحثين باستخدام Eviews 12.

الجدول 7، يمثل نتائج تقدير النماذج المتماثلة والغير متماثلة. اللوحة (1) تشير إلى تقدير المعلمات في المدى القصير. نلاحظ أنه في كلا النموذجين المتماثل وغير المتماثل: معامل الرقم القياسي لأسعار المستهلك المتأخر يحمل الإشارة الموجبة وهو معنوي عند مستوى 1% $D(CPI(-1))$ و$D(CPI(-3))$ مقبول احصائيا فقط في نموذج الـ ARDL، بالإضافة إلى أن سعر الصرف الاسمي ECH يؤثر إيجابا على التضخم عند مستوى الدلالة الاحصائية 1%، أما عرض النقود الموسع M2 فله تأثير سلبي ضعيف على الـ CPI.

في النموذج الخطي، لدى أسعار النفط علاقة طردية مع معدلات التضخم عند الدلالة الاحصائية 10%. أما في نموذجNARDL فإن معامل الناتج المحلي الإجمالي d(GDP) موجب ومعنوي عند مستوى 1%، أما فيما يخص أثر الصدمات النفطية على الرقم القياسي لأسعار المستهلك في الأمد القصير فوحدها الصدمات الموجبة من تؤثر سلبا على التضخم (معلمة $D(OIL^{+}(-2))$ معنوية عند مستوى 1%). جاءت معلمتا نموذج تصحيح الخطأ بـ -0.50 و -0.90، في النموذجين المتماثل وغير المتماثل على التوالي، وهما معنويتان احصائيا وتحملان الإشارة السالبة. وهذا ما يشير إلى عملية تعديل سريعة، فـ 50% و90% من صدمات العام السابق تتعدل مرة أخرى إلى التوازن طويل المدى في العام الحالي. في كل من النموذجين، قيمة معامل التحديد R^2 جيدة، ومنه نقول أن المتغيرات المستقلة بإمكانها أن تفسر المتغير التابع بنسبة 88% و95% بالنسبة لنموذجARDL وNARDL على التوالي.

يمثل D2 وD3 المتغيران الوهميان لسنتي 1996 و2008 وهي ما تؤكده نتائج اختبارات جذر الوحدة في وجود فواصل هيكلية Kapetanios test (الجدول 4)، حيث جاء معامل D2 سالبا ومعنويا عند مستوى1% فحسب CNES في عام 1996 كانت الزيادة في الأجور والرواتب ضعيفة جدا حيث انخفضت إلى 2,08% مقارنة بـ 24,45% في العام السابق، هذا ما نتج عنه فيما بعد تراجع في معدلات التضخم من 18,67% إلى 5.73% و4.95% في 1996، 1997 و1998 على التوالي.

في 2008 بلغ سعر النفط أعلى قيمة له حيث وصل إلى 147.27 دولار للبرميل، وهي صدمة النفط لعام 2008 والتي نجمت عن تقليص المعروض النفطي السعودي. كما توضح الأزمة المالية لعام 2008 الآثار القوية للانخفاض الحاد في الطلب على أسعار السلع الصناعية. والجزائر مثلها مثل باقي الدول تأثرت بالأزمة المالية مما سبب ارتفاعا تضخميا للأسعار، وهذا ما تؤكده الاشارة الموجبة والمعنوية الاحصائية لـ معلمة الـ D3.

من جهة أخرى اللوحة 2 تمثل نتائج التقدير في المدى الطويل، نموذج الـ NARDL يبين أن وقوع صدمة موجبة في أسعار النفط بمقدار 1% يؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم بنسبة 0.18%، أما 1% من الصدمة النفطية السالبة تخفض معدل التضخم بمقدار 0.14%، وكلا النتيجتين ذات دلالة احصائية عند مستوى 1%. أما في النموذج الخطي ARDL فإن لأسعار البترول أثر ايجابي على CPI. بما أن النفط هو المحرك الرئيسي للنشاط الاقتصادي في الجزائر، حيث تعتمد عائدات الحكومة بشكل كبير على عائدات هذا الأخير، حيث أن ارتفاع أسعار النفط، ستزيد من عائدات الصادرات، والإيرادات الحكومية، ومنه ارتفاع في حجم الناتج المحلي الإجمالي، فتعمد الحكومات لإقامة مشاريع كبيرة بالإضافة للبرامج الاجتماعية بشكل أساسي (مثل زيادة مدفوعات التحويلات الاجتماعية، وتقديم الإعانات للمواطنين، وزيادة التوظيف في القطاع العام) التي لا تعتبر فقط غير منتجة ولا تساهم في النمو الاقتصادي فحسب، بل تؤدي أيضا إلى ارتفاع الأسعار ومنه الرفع من معدلات التضخم. لذا نلاحظ الأثر الإيجابي والمعنوي لارتفاع أسعار النفط على التضخم في الجزائر.

أما بالنسبة للتأثير السلبي والمعنوي لانخفاض أسعار النفط على التضخم، فمن المحتمل أن يكون ذلك بسبب انخفاض أسعار النفط بشكل كبير خلال فترات معينة، فتجد الحكومة صعوبات في خفض حجم الإنفاق. ولتجنب الاضطرابات الاجتماعية والسياسية، أصبحت الحكومة تعاني من عجز في الميزانية ويتم تمويله عادة عن طريق الاقتراض المحلي أو الخارجي وسيستمر الإنفاق على هذه المشاريع حتى عندما تنخفض أسعار النفط.

فيما يخص باقي المتغيرات المفسرة، ففي كلا النموذجين المتماثل وغير المتماثل، تبين أن هناك علاقة طردية بين سعر الصرف الاسمي والرقم القياسي لأسعار المستهلك في المدى الطويل، أي أن انخفاض قيمة العملة الوطنية (الدينار الجزائري) يؤدي إلى ارتفاع مستوى الأسعار. إن عدم مرونة الجهاز الانتاجي وضعفه من حيث مسايرته للزيادة في الطلب على السلع المحلية، ومعاناته من عدم قدرته على رفع عرض هذه المنتجات نظرا لطاقته الانتاجية المحدودة، هذا الذي جعل الجزائر تلجأ إلى الاستيراد من أجل تغطية مشكل الفجوة الموجودة بين العرض والطلب. تراجع قيمة سعر الصرف الجزائري ساهم في الرفع من حجم الواردات والزيادة في معدلات التضخم، وبالرغم من ارتفاع كل من أسعار النفط واحتياطي الصرف الأجنبي، بقيت العملة الوطنية ضعيفة وهذا لعدم القدرة في تنويع الاقتصاد الجزائري (بوالكور وشرون، 2019) واعتماده على قطاع المحروقات كمصدر للنمو ولكسب العملة

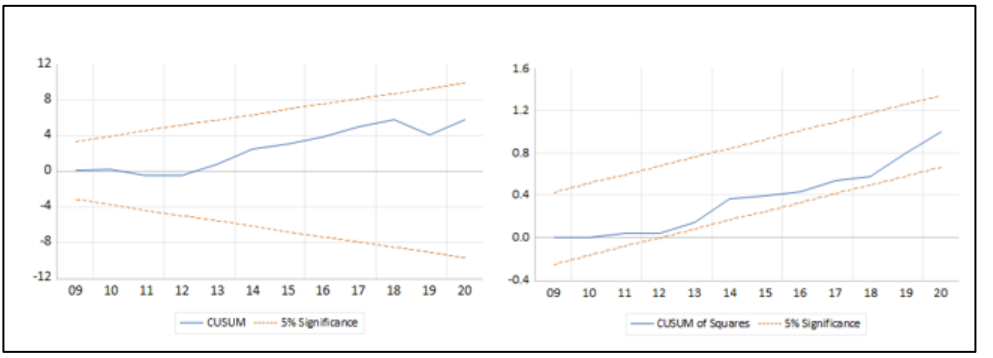
الصعبة مع كل ما يشهده هذا الأخير من تقلبات وتغيرات في الأسعار على مستوى الأسواق العالمية.

الناتج المحلي الاجمالي يؤثر إيجابا على الرقم القياسي لأسعار المستهلك، عكس عرض النقود الموسع الذي يسبب انخفاضا في معدل التضخم. اللوحة 3 و4 توضحان نتائج اختبار اللاتماثل لـ Wald في المدى الطويل والقصير، حيث أكدت النتائج أن للصدمات النفطية تأثير غير متماثل على معدل التضخم، ففي الأجل الطويل والقصير ارتفاع أسعار النفط والمعبر عنه بالمتغير OIL_t^+ لديه التأثير الأكبر على المتغير التابع والذي يمثل CPI مقارنة بـ OIL_t^-. والدليل على ذلك إحصائية الاختبار W_{LR} (W_{SR}) التي بلغت10.98 (3.50) معنوية عند مستوى الدلالة 1% (10 %)، أي نقبل الفرضية البديلة التي تنص على أن العلاقة بين التضخم وأسعار النفط علاقة غير تناظرية أو غير خطية في الأمد الطويل (القصير).

أما اللوحة 5 والأخيرة توضح الاختبارات التشخيصية حيث اختبار LM يبين معنوية القيمة الاحصائية مما يدل على خلو النموذجين من مشكلة الارتباط التسلسلي. أيضا تباث التباين وذلك بالاعتماد على اختبار ARCH test، فقد تم قبول فرضية ثبات التباين انطلاقا من احتمال القيمة الإحصائية للاختبار وهي أكبر من مستوى المعنوية 1%. من جهة أخرى إحصائية JB جاءت معنوية وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية القائلة بأن الأخطاء العشوائية تتوزع توزيعا طبيعيا. أيضا تم إجراء اختبار الفحص التشخيصي Diagnostic Check Test باستخدام اختبار رامزي Ramsey Test، وتشير نتائج هذا الاختبار إلى رفض فرضية "وجود مشكلة خطأ تحديد النموذج"، ومنه النموذجان يأخذان الشكل الدالي المناسب ويحتويان على المتغيرات الملائمة.

كما أن اختبارات كل من المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM والمجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة CUSUMQ توضح أن النموذجين مستقران كما هو موضح من خلال الشكل (1) التالي:

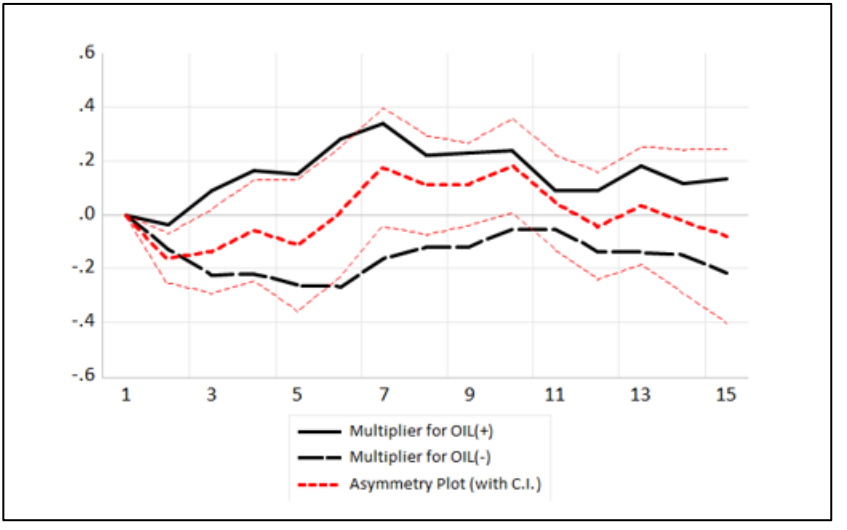
الشكل رقم (1): المجموع التراكمي للبواقي المعاودة وكذا المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة



المصدر: من حساب الباحثين باستخدام Eviews 12.

لتوضيح التأثير الغير متماثل قصير وطويل الأجل لصدمات أسعار النفط على المستوى العام للأسعار يمكن إيجاد المضاعفات الديناميكية. على المستوى الاقتصادي، تبرز المضاعفات سلوك تعديل التوازن قبل الصدمة إلى التوازن الجديد بعد الصدمة. كما أنها تمنحنا الوقت للتكيف مع التوازن الجديد (Charfeddine, 2020, p. 19).

الشكل رقم (2): الآثار التراكمية للصدمات النفطية الإيجابية والسلبية على المستوى العام للأسعار



المصدر: من مخرجات حسابات الباحثين باستخدام Eviews 12.

يوضح الشكل 2 المضاعفات الديناميكية لمدة 15 عاما، حيث يشير الخط الأسود المستمر إلى صدمة النفط الموجبة والخط الأسود المتقطع يدل على الصدمة السالبة. أظهرت النتائج أنه ابتداء من العام السادس هناك رد فعل أكبر للتغيرات الموجبة في أسعار النفط ويدوم ذلك حتى العام 13، وهذا ما يؤكد نتائج تقدير NARDL أن التضخم يتأثر بطريقة غير متماثلة بالصدمات النفطية، ويجدر الذكر بأن المضاعفات الديناميكية استغرقت ما بين 13 إلى 14 سنة لتتقارب نحو قيم معاملات طويلة الأجل.

4.2.3. اختبار Maki للتكامل المتزامن بوجود فواصل هيكلية

كما هو مبين على نطاق واسع في أدبيات الاقتصاد القياسي، تظهر السلاسل الاقتصادية والمالية عادة فواصل هيكلية بمرور الوقت. قد يجعل هذا نتائج اختبارات التكامل المشترك القياسية التقليدية غير موثوقة ومضللة (Gregory et al.، 1996؛ Maki، 2012). من خلال هذه الورقة البحثية سنحاول تخطي هذه المشكلة من خلال الاستفادة من اختبار Maki للتكامل المشترك (2012) مع فواصل متعددة، والتي توفر إجراءات فعالة وقوية لاختبار العلاقات طويلة المدى بين المتغيرات في وجود فواصل هيكلية. لإجراء هذا النوع من اختبار التكامل المشترك، فإن أربعة نماذج انحدار اقترحها Maki (2012) بشرط أن تكون جميع المتغيرات المتكاملة من الدرجة الأولى، أي I (1)، وهي على النحو التالي (Balcilar, Usman, & Agbede, 2019):

النموذج الأول: $$Y_t = \pi + \sum_{i=1}^{k} \pi_i D_{i.t} + \beta' Z_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

النموذج الثاني: $$Y_t = \pi + \sum_{i=1}^{k} \pi_i D_{i.t} + \beta' Z_t + \sum_{i=1}^{k} \beta'_i Z_t D_{i.t} + \varepsilon_t \quad (10)$$

النموذج الثالث: $$Y_t = \pi + \sum_{i=1}^{k} \pi_i D_{i.t} + \beta' Z_t + \delta t + \sum_{i=1}^{k} \beta'_i Z_t D_{i.t} + \varepsilon_t \quad (11)$$

النموذج الرابع: $$Y_t = \pi + \sum_{i=1}^{k} \pi_i D_{i.t} + \beta' Z_t + \delta t + \sum_{i=1}^{k} \delta_i t D_{i.t} + \sum_{i=1}^{k} \beta'_i Z_t D_{i.t} + \varepsilon_t \quad (12)$$

حيث $D_{i.t}$ هو المتغير الوهمي، حيث $D_{i.t} = 1$ إذا كانت $t > T_{B.i}$ والصفر (0) إذا كان غير ذلك. يمثل $T_{B.i}$ نقاط التوقف في السلسلة بمرور الوقت، Y_t و $Z_t =$

$(Z_{1t}, Z_{2t}, \ldots, Z_{mt})$ هي متغيرات يجب أن تكون متكاملة من الدرجة (1)I. تشير ε_t إلى حد الخطأ. تم اختبار الفرضية الصفرية لعدم وجود تكامل مشترك مقابل الفرضية البديلة لوجود تكامل مشترك بين المتغيرات الدراسة.

تشير المعادلة (9) إلى النموذج الأول ويشمل فاصل في القاطع وبدون اتجاه عام، أما النموذج الثاني (المعادلة 10) به تحولات في النظام أي فاصل في القاطع وفي المعاملات ولكن بدون اتجاه عام. في حين يتضمن النموذج الثالث (المعادلة 11) اتجاها بالإضافة إلى المعادلة (10)، أي فاصل في القاطع وفي المعاملات فقط، مع وجود اتجاه عام. أخيرا نموذج رابع (المعادلة 12) يتضمن فاصل في القاطع، وفي المعاملات وفي الاتجاه العام (Balcilar, Usman, & Agbede, 2019).

بعد التأكد من أن جميع المتغيرات متكاملة من الترتيب الأول (ماعد عرض النقود M2 والتي تم سحبها من النموذج)، يمكننا المضي قدما في تحليل التكامل المشترك لاختبار العلاقة طويلة المدى بين متغيرات الدراسة القياسية. نستخدم في دراستنا هذه التقنية الحديثة نوعا ما (Maki، 2012) والتي تحدد علاقة التكامل المشترك في وجود ما يصل إلى خمس فترات راحة. تم عرض نتائج اختبار التكامل المشترك Maki (2012) في الجدول 8 التالي:

الجدول رقم (8): نتائج اختبار Maki للتكامل المشترك بفواصل هيكلية متعددة

$CPI_t = f(OIL_t, ECH_t, M2_t, GDP_t)$			
عدد الفواصل	المعدلات	t الإحصائية (القيم الحرجة عند 5%)	سنوات الانكسار الهيكلي
$m \leq 1$	النموذج 0:	−3.18 (−5.65)	1989
	النموذج 1:	−3.98 (−5.91)	1989
	النموذج 2:	−3.22 (−6.52)	1989
	النموذج 3:	−4.11 (−6.91)	1989
$m \leq 2$	النموذج 0:	−7.01 * (−5.83)	1989، 1995
	النموذج 1:	−7.07 * (−6.05)	1989، 1995
	النموذج 2:	−7.01 (−7.24)	1989، 1995
	النموذج 3:	−4.987 (−7.63)	1989، 1996
$m \leq 3$	النموذج 0:	−7.32 * (−5.99)	1989، 1995، 2002
	النموذج 1:	−7.25 * (−6.21)	1989، 1995، 2003
	النموذج 2:	−7.32 (−7.80)	1989، 1995، 2003
	النموذج 3:	−4.98 (−8.25)	1982، 1989، 1996

يتبع ...

$CPI_t = f(OIL_t, ECH_t, M2_t, GDP_t)$			
عدد الفواصل	المعدلات	t الإحصائية (القيم الحرجة عند 5%)	سنوات الانكسار الهيكلي
$m \leq 4$	النموذج 0:	−7.32 * (−6.13)	1984، 1989، 1995، 2002
	النموذج 1:	−7.25 * (−6.37)	1984، 1989، 1995، 2003
	النموذج 2:	−7.32 (−8.29)	1984، 1989، 1995، 2003
	النموذج 3:	−4.987 (−8.87)	1982، 1989، 1996، 2004
$m \leq 5$	النموذج 0:	−7.32 * (−6.30)	1979، 1984، 1989، 1995، 2002
	النموذج 1:	−7.25 * (−6.49)	1979، 1984، 1989، 1995، 2003
	النموذج 2:	−7.32 (−8.86)	1984، 1989، 1995، 2003، 2009
	النموذج 3:	−4.987 (−9.48)	1982، 1989، 1996، 2004، 2015

المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامج Gauss.

توضح نتائج اختبار التكامل المشترك Maki (2012) الواردة في هذا الجدول أن المتغيرات المقدرة في النموذج بينها تكاملا مشتركا في حالة وجود فواصل هيكلية، أي أن المتغيرات في علاقة طويلة المدى بوجود فواصل هيكلية، وهذا في النموذج الأول ويشمل فاصل في القاطع وبدون اتجاه عام وأيضا النموذج الثاني الذي به فاصل في القاطع وفي المعاملات ولكن بدون اتجاه عام.

بما أن هناك تكاملا مشتركا بين المتغيرات، أي رفض الفرضية الصفرية المتمثلة في عدم وجود تكامل مشترك. قمنا بعدة محاولات لتقدير النموذجين (النموذج 0 والنموذج 1) في وجود عدة فواصل (من فاصل هيكلي واحد إلى خمس فواصل) لكن بعد عدة محاولات للتقدير تبين أن النموذج 0 (النموذج الأول) والذي به تغيرات في الاتجاه والنظام مع خمس نقاط فواصل (1979، 1984، 1989، 1995 و2002) هو النموذج الأفضل.

الجدول رقم (9): نتائج التقدير باستخدام FMOLS، DOLS، CCR

CCR	DOLS	FMOLS	المتغيرات
-3.76	0.21	-4.15	$\mathbf{C}$
0.36 *	0.34 *	0.35 *	$\mathbf{OIL}_t$
0.82 *	0.88 *	0.84 *	$\mathbf{ECH}_t$
0.42	1.05	0.36	$\boldsymbol{GDP}_t$
1.40	-0.39	1.96	$\boldsymbol{D}_{1979}$
4.72	-1.99	4.52	$\boldsymbol{D}_{1984}$
4.54	6.36	3.43	$\boldsymbol{D}_{1989}$
1.32	3.73	2.02	$\boldsymbol{D}_{1995}$
19.76 **	12.68 **	19.02 **	$\boldsymbol{D}_{2002}$
0.99	0.99	0.99	$\boldsymbol{R^2}$
0.98	0.99	0.98	$\boldsymbol{\bar{R}^2}$

المصدر: إعداد الباحثان باستخدام برنامج Eviews12.

يوضح الجدول 9 المعلمات المقدرة لنموذج التكامل المشترك للنموذج 0 (النموذج الأول) بخمس فواصل هيكلية حيث المتغير التابع Y_t هو CPI_t. المتغير المشترك Z_t هو متجه للمتغيرات المستقلة غير المستقرة هي على النحو التالي: OIL_t،ECH_t،GDP_t. باستخدام نهج FMOLS، DOLS وCRR كما هو موضح في الجدول 9، تكشف النتائج التي تستند إلى هذه التقنيات أن المعاملات ظهرت طردية وبعضها معنوية إحصائيا مع العلامات المتوقعة. تحمل معلمات المتغيرات المفسرة الإشارة الموجبة، فكل من أسعار النفط، سعر الصرف والناتج المحلي الاجمالي يساهمون في ارتفاع معدل التضخم في الجزائر (مع أن معاملات الـ GDP_t غير معنوية احصائيا في النماذج الثلاثة)، هذه النتائج تؤكد طبيعة العلاقة ما بين متغيرات الدراسة وهو ما توصلنا اليه سابقا من خلال تطبيق نموذجين ARDL وNARDL. نلاحظ كذلك أن معامل التحديد ومعامل التحديد المصحح قريب من الواحد مما يدل على قوة وقدرة المتغيرات المستقلة في تفسير المتغير التابع.

4. الخاتمة

تطرقت في هذه الورقة البحثية الى دراسة تأثير التغيرات في أسعار النفط على معدل التضخم في الجزائر باستخدام نماذج الانحدار الذاتي الخطي الموزع المتأخر (المتماثل)ARDL ، وغير الخطي NARDL وMAKI للتكامل المشترك بوجود فواصل هيكلية

مع المقارنة بين النتائج المتحصل عليها. بينت النتائج أن بإمكان التغيرات في أسعار النفط أن تزيد من معدلات التضخم، أما فيما يخص تأثير الصدمات النفطية (نتائج NARDL)، فقد جاءت العلاقة طردية، بحيث في المدى الطويل وقوع صدمة موجبة في أسعار النفط بمقدار 1% تؤدي إلى ارتفاع معدل التضخم بنسبة 0.18%، أما حدوث صدمة نفطية سالبة بـ 1% تعمل على خفض معدل التضخم بمقدار 0.14%، وكلا النتيجتين ذات دلالة احصائية عند مستوى 1%، بالإضافة إلى أن معدلات التضخم تتأثر بطريقة غير متماثلة بالصدمات النفطية سواء في المدى القصير أو الطويل، وذلك استنادا إلى نتائج اختبار Wald .

يعتبر استقرار الأسعار والحفاظ على التضخم ضمن نطاق معين ومعقول هدفا مهما لسياسة الاقتصاد الكلي لأنه يعكس قوة اقتصاد البلد وسلامته. وعلى العكس من ذلك، يؤدي عدم استقرار الأسعار إلى عدم اليقين، مما يؤدي إلى التشوهات وعدم الكفاءة في تخصيص الموارد. لذلك، فإن فهم ومعرفة الآثار التضخمية لصدمات أسعار النفط مسألة سياسية غاية في الأهمية حيث يمكن أن تساعد صانعي السياسات على تنسيق سياساتهم لاستيعاب صدمات أسعار النفط عند ظهورها. ومنه فإن فهم الارتباط الحقيقي بين أسعار النفط ومعدلات التضخم أمر ضروري جدا، حيث تحاول معظم السلطات النقدية إبقاء التضخم تحت السيطرة (استهداف التضخم). ومن ثم فإن المعرفة حول الآثار التضخمية لارتفاع أسعار النفط ستساعد السلطات النقدية في تبني السياسات المناسبة لاستيعاب هذه الصدمات Lacheheb, M., & Sirag, A. (2019).

تعتمد الجزائر كغيرها من الدول النفطية بشكل كبير على عائدات تصدير النفط وبالتالي تفتقر إلى التنويع الاقتصادي، حيث تعتمد بشكل كبير على العالم الخارجي لتزويدها بمعظم سلعها وخدماتها، ويظهر ذلك جليا من خلال معدل نمو الواردات خلال عقدين من الزمن. ارتفاع أسعار النفط ساهم في ارتفاع أسعار الواردات، وبهدف الحفاظ على استقرار الأسعار المحلية وتجنب الاضطرابات الاجتماعية، تدخلت الحكومة في كثير من الحالات بتقديم الدعم ورفع المساعدة الاجتماعية للأفراد وزيادة الأجور والرواتب. كل هذا ساهم في الرفع من حجم الإنفاق الحكومي والذي بدوره مارس ضغوطات كبيرة على الموازنة العامة. نتائج دراستنا تعزز فكرة أن الصدمات النفطية سواء الموجبة منها أو السالبة تساهم في التأثير أو التنبؤ بالتغير في مستوى الأسعار. لذلك، يتعين على حكومة البلد اتخاذ إجراءات سياسية جادة لتوسيع وتنويع اقتصاداتها. على سبيل المثال، قد تتبنى الحكومات إصلاحات هيكلية تعزز تطوير القطاع غير النفطي، وتشجع تنمية القطاع الخاص، والبحث عن حلول للرفع من فعالية القطاع العام، وتغير هيكل الحوافز للعمال، وتشجع التوظيف في القطاع الخاص.

لم تتطور الدول الريعية والمصدرة للنفط بعد إلى مستوى حماية اقتصادها من الآثار الوخيمة المصاحبة لتقلبات أسعار النفط. بهدف تحقيق استقرار الأسعار، يجب أن تكون الإعانات جزء من أدوات السياسة المالية التي يجب أخذها بعين الاعتبار. بمعنى، يجب مواجهة الصدمة الإيجابية لأسعار النفط بإعانات من الحكومة. في حالة حدوث صدمة سلبية، على صناع القرار صياغة سياسات تسعى إلى زيادة الضرائب على المنتجات النفطية (Ibrahim, Bello, & Agboola, 2020).

تمثل أحد قيود هذه الدراسة في أنها استخدمت فقط مؤشر أسعار المستهلك كمقياس للتضخم ويمكن أن تركز أبحاثنا المستقبلية على استخدام متغيرات أخرى ليشمل مقاييس أخرى، مثل مؤشر أسعار المنتجين ومؤشر أسعار الواردات، مما سيسمح بفحص تأثيرات تغيرات أسعار النفط على مستويات مختلفة. القيد الآخر هو أننا قمنا بتضمين فقط متغير أسعار النفط في النموذج لذلك، قد نستخدم في الأبحاث المستقبلية متغيرات أخرى ذات الصلة بأسعار النفط كحساب صدماتها وفق طريقة Mork، طريقة Lee، طريقة Hamilton. بالإضافة لاستخراج متغير آخر يعكس التقلبات في أسعار النفط. يمكن أيضا تمديد هذا العمل في عدة اتجاهات، على سبيل المثال تضمين أسعار الفائدة في التحليل حيث أنه سيساعد على قياس دور السياسة النقدية في تثبيت تأثيرات أسعار النفط.

المراجع العربية

الطاهر جليط، وعز الدين مخلوف. (2022). الصدمات النفطية وآثارها على فعالية السياسة النقدية في استهداف معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة 2000–2019: دراسة قياسية. مجلة دراسات العدد الاقتصادي، 13(1)، 19–35.

نورالدين بوالكور، عزالدين (2019). تحليل وقياس أثر سعر صرف الدينار الجزائري على معدل التضخم خلال الفترة 1970 . 2017. ملفات الأبحاث في الاقتصاد والتسيير، المجلد 7، العدد 2، 164–188.

المراجع الأجنبية

Abu-Bakar, M., & Masih, M. (2018). Is the oil price pass-through to domestic inflation symmetric or asymmetric? new evidence from India based on NARDL.

Adebayo, T. S. (2020). Dynamic relationship between oil price and inflation in oil exporting economy: empirical evidence from wavelet coherence technique. Energy Economics Letters, 7(1), 12-22.

Adekoya, O. B., & Adebiyi, A. N. (2020). Oil price-inflation pass-through in OECD countries: the role of asymmetries, impact of global financial crisis and forecast evaluation. International Journal of Energy Sector Management.

Albulescu, C. T., Oros, C., & Tiwari, A. K. (2017). Oil price–inflation pass-through in Romania during the inflation targeting regime. Applied Economics, 49(15), 1527-1542. https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1221041

Attouchi, M. (2021). An Application of ARDL Bounds Testing Approach to the Estimation of Level Relationship between Inflation, Economic Activity and Oil Price in Algeria. Journal of Contemporary Business and Economic Studies Vol, 4(1); 169-179.

Ayisi, R.K. (2021), "The asymmetry effect of oil price changes on inflation, and the welfare implication for Ghana", African Journal of Economic and Management Studies, Vol. 12 No. 1, pp. 55-70. https://doi.org/10.1108/AJEMS-01-2020-0009.

Bala, U., & Chin, L. (2018). Asymmetric impacts of oil price on inflation: An empirical study of African OPEC member countries. Energies, 11(11), 3017. https://doi.org/10.3390/en11113017 .

Balcilar, M., Usman, O., & Agbede, E. A. (2019). Revisiting the exchange rate pass-through to inflation in Africa's two largest economies: Nigeria and South Africa. African Development Review, 31(2), 245-257. https://doi.org/10.1111/1467-8268.12381

Balcilar, M., Uwilingiye, J., & Gupta, R. (2018). Dynamic relationship between oil price and inflation in South Africa. The Journal of Developing Areas, 52(2), 73-93. https://doi.org/10.1353/jda.2018.0023 .

Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. Journal of time series analysis, 19(3), 267-283. https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091

Baz, K., Xu, D., Ali, H., Ali, I., Khan, I., Khan, M. M., & Cheng, J. (2020). Asymmetric impact of energy consumption and economic growth on ecological footprint: using asymmetric and nonlinear approach. Science of the total environment, 718, 137364. https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.137364

Benameur , A., Belarbi , Y., & Toumache , R. (2020). The macroeconomic effects of oil prices fluctuations in Algeria: A SVAR approach. Les Cahiers du Cread, 36(3), 59-82. Retrieved from https://www.ajol.info/index.php/cread/article/view/202183

Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D., & LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. Econometric reviews, 15(3), 197-235. https://doi.org/10.1080/07474939608800353

Çatik, A. N., & Önder, A. Ö. (2011). Inflationary effects of oil prices in Turkey: a regime-switching approach. Emerging Markets Finance and Trade, 47(5), 125-140. https://doi.org/10.2753/REE1540-496X470506

Charfeddine, L. &. (2020, February). Short-and long-run asymmetric effect of oil prices and oil and gas revenues on the real GDP and economic diversification in oil-dependent economy. Energy Economics, 86. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104680

Deluna Jr, Roperto S., Jeanette Isabelle V. Loanzon, and Virgilio M. Tatlonghari. "A nonlinear ARDL model of inflation dynamics in the Philippine economy." Journal of Asian Economics 76 (2021): 101372. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2021.101372

Goh, L., Siong, H., & Irwan , T. (2020). Do oil price fluctuations affect the inflation rate in Indonesia asymmetrically? The Singapore Economic Review, 7(1), 1-21. https://doi:10.1142/S0217590820460030

Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Practitioners corner: tests for cointegration in models with regime and trend shifts. Oxford bulletin of Economics and Statistics, 58(3), 555-560. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x

Hamilton, J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. Journal of Monetary Economics, 38(2), 215–220. https://doi.org/10.1016/s0304-3932(96)01282-2

https://mpra.ub.uni-muenchen.de/87569 /

Husaini, D. H., & Lean, H. H. (2021). Asymmetric impact of oil price and exchange rate on disaggregation price inflation. Resources Policy, 73, 102175. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102175

Ibrahim, R., Bello, A. K., & Agboola, a. Y. (2020). A new insight into oil price-inflation nexus. Resources Policy, 68, 101804. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101804

Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. Journal of Time Series Analysis, 26(1), 123-133. https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2005.00393.x

Köse, N., & Ünal, E. (2021). The effects of the oil price and oil price volatility on inflation in Turkey. Energy, 226, 120392. https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.120392

Lacheheb, M., & Sirag, A. (2019). Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach. The Quarterly Review of Economics and Finance, 73, 217-222. https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.12.003

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. Review of economics and statistics, 85(4), 1082-1089. https://doi.org/10.1162/003465303772815961

Lu, W. C., Liu, T. K., & Tseng, C. Y. (2010). Volatility transmissions between shocks to the oil price and inflation: evidence from a bivariate GARCH approach. Journal of Information and Optimization Sciences, 31(4), 927-939. https://doi.org/10.1080/02522667.2010.10700003

Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. Economic Modelling, 29(5), 2011-2015. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.04.022

Mensah, I. A., Sun, M., Gao, C., Omari-Sasu, A. Y., Zhu, D., Ampimah, B. C., & Quarcoo, A. (2019). Analysis on the nexus of economic growth, fossil fuel energy

consumption, CO2 emissions and oil price in Africa based on a PMG panel ARDL approach. Journal of Cleaner Production, 228, 161-174. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.281

Mork, K. A. (1989). Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results. Journal of political Economy, 97(3), 740-744. https://www.jstor.org/stable/1830464

Mujtaba, A., & Jena, P. (2021). Analyzing asymmetric impact of economic growth, energy use, FDI inflows, and oil prices on CO 2 emissions through NARDL approach. Environmental Science and Pollution Research, 28, 30873–30886. https://doi.org/10.1007/s11356-021-12660-z

Nazariyan, R., & Amiri, A. (2014). Asymmetry of the oil price Pass-through to inflation in Iran. International Journal of Energy Economics and Policy, 4(3), 457 .

Nusair, S. A. (2019). Oil price and inflation dynamics in the Gulf Cooperation Council countries. Energy, 181, 997-1011. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102014

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Raheem, I. D., Bello, A. K., & Agboola, Y. H. (2020). A new insight into oil price-inflation nexus. Resources Policy, 68, 101804. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101804

Sakashita, Y., & Yoshizaki, Y. (2016). The effects of oil price shocks on IIP and CPI in emerging countries. Economies, 4(4), 20. https://doi.org/10.3390/economies4040020

Salisu, A. A., Isah, K. O., Oyewole, O. J., & Akanni, L. O. (2017). Modelling oil price-inflation nexus: The role of asymmetries. Energy, 125, 97-106. https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.02.128

Sek, S. K. (2017). Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: Evidence from linear and nonlinear ARDL modeling. Energy, 130, 204-217. https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.03.152.

Shahbaz, M., Hoang, T. H. V., Mahalik, M. K., & Roubaud, D. (2017). Energy consumption, financial development and economic growth in India: New evidence from a nonlinear and asymmetric analysis. Energy Economics, 63, 199-212. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.023

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In Festschrift in honor of Peter Schmidt (pp. 281-314). Springer, New York, NY. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

Shitile, T. S., & Usman, N. (2020). Disaggregated Inflation and Asymmetric Oil Price Pass-Through in Nigeria. International Journal of Energy Economics and Policy, 10(1), 255 .

Thach, N. N. (2019, January). Impact of the world oil price on the inflation on vietnam–a structural vector autoregression approach. In International Econometric Conference of Vietnam (pp. 694-708). Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-04200-4_48

Xiang, L., Zhang, H., Gao, K., & Xiao, Z. (2021). Oil volatility–inflation pass through in China: Evidence from wavelet analysis. Energy Reports, 7, 2165-2177. https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.04.021

Zakaria, M., Khiam, S., & Mahmood, H. (2021). Influence of oil prices on inflation in South Asia: Some new evidence. Resources Policy, 71, 102014. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102014

Zhao, L., Zhang, X., Wang, S., & Xu, S. (2016). The effects of oil price shocks on output and inflation in China. Energy Economics, 53, 101-110.

Zhao, L., Zhang, X., Wang, S., & Xu, S. (2016). The effects of oil price shocks on output and inflation in China. Energy Economics, 53, 101-110. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.11.017

Živkov, D., Đurašković, J., & Manić, S. (2019). How do oil price changes affect inflation in Central and Eastern European countries? A wavelet-based Markov switching approach. Baltic Journal of Economics, 19(1), 84-104. https://doi.org/10.1080/1406099X.2018.1562011