

أثر تغير أسعار النفط على صادرات الجزائر إلى الاتحاد الأوروبي: دراسة قياسية للفترة
2018-1976

The Impact of oil prices fluctuation on algerian exports to the
European Union: An empirical study 1976-2018

| |
|----------------------------------|
| قوسام بركنو |
| berkenou.gousseem@univ-alger3.dz |
| جامعة الجزائر "3" (الجزائر) |

تاريخ النشر: 2021/06/30

تاريخ القبول: 2021/05/24

تاريخ التقديم: 2021/04/25

الملخص :

تهدف الدراسة إلى بيان أثر تغير أسعار النفط على صادرات الجزائر إلى الاتحاد الأوروبي من منظور قياسي خلال الفترة 2018-1976 بعد توصيف واقعها و تحليل خصائصها في ظل الخصوصية الريعية للاقتصاد الوطني باستخدام منهجية التكامل المشترك لـ *Johansen* ونموذج تصحيح الخطأ ECM واختبار السببية لـ *Toda & Yamamoto (1995)* وكذا تحليل دوال الاستجابة الدفعية. وقد جاءت نتائجها مؤكدة لواقع مسايرة الصادرات سواء الإجمالية أو إلى الاتحاد الأوروبي لتغيرات أسعار النفط من منطلق هيمنة المحروقات على تركيبها الإجمالية بشكل يعرض عوائدها لتقلبات حادة تترتب عنها مخاطر كبيرة على الاقتصاد الوطني في حال انهيار الأسعار.

الكلمات المفتاحية: سعر النفط، الصادرات، المحروقات، التكامل المشترك، سببية *Toda & Yamamoto*

تصنيف JEL: C01, F10, Q35, Q41, Q45.

Abstract:

This study aims to show the impact of oil prices Fluctuation on Algeria's exports to the European Union through a econometric approach during the period 1976-2018, after describing its reality and analyzing its characteristics under the rentier peculiarity of the national economy using Johansen's Co-Integration Methodology, ECM; Toda-Yamamoto's Causality Test (1995) and response functions analyses. The results of this study confirmed the fact that total exports or the exports to the European Union are Sensitive to oil price Fluctuations due to the dominance of hydrocarbons over their overall composition, in a way that exposes their revenues to sharp fluctuations that entail great risks to the national economy in the case of the price collapse.

Key words: Oil price, exports, hydrocarbons, Co-Integration, Toda & Yamamoto causality.

JEL Classification Codes: C01, F10, Q35, Q41, Q45.

تمهيد:

يعد الاتحاد الأوروبي الشريك التجاري الأول للجزائر بحكم وثيقة العلاقة بين الطرفين التي أطرها اتفاق التعاون لسنة 1976 ثم اتفاق الشراكة المبرم سنة 2002 الذي دخول حيز النفاذ في سبتمبر 2005. وبالنظر إلى واقع الاقتصاد الوطني المثقل بتعدد اختناقاته الهيكلية بفعل ارتبانه المزمّن لعوائد صادرات المحروقات كان من المنطقي أن تصب مكاسب تحرير التبادل التجاري البيني ضمن نطاق الاتفاقيين لمصلحة الطرف الأوروبي باستبعاد متغير المحروقات من المعادلة، إذ بقيت الجزائر تستورد كل شيء تقريبا من الاتحاد مقابل عجزها عن إيجاد ما تصدره له بعيدا عن المحروقات لدرجة أنه مقابل كل دولار صدرته إله خارج المحروقات استوردت منه ما يعادل 19 دولار كمتوسط سنوي للفترة 2005-2018.

وعليه، بقي الأداء التصديري للجزائر نحو الاتحاد رهن حركات أسعار النفط مع تشوه حاد في هيكل الصادرات بسيطرة مطلقة لمكون المحروقات بحصص تخطت 95% من إجمالي الصادرات توازيا مع ارتفاع وتيرة الاستيراد المتسم بتنوع تركيبته وتنامي أرقام فواتيره التي تستنزف سنويا أدوات الدفع المحدودة من العملة الصعبة التي بدأت تتجه صوب التآكل الحتمي جراء طول أمد الأزمة التي ألمت بالاقتصاد الوطني منذ انهيار أسعار النفط منتصف سنة 2014.

▪ إشكالية الدراسة :

من خلال الطرح السابق، نرى من المفيد إلقاء الضوء على أهمية المحدد الرئيس للصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي المتمثل في سعر النفط بقياس الأثر الذي تحدثه تغييراته عليها بالإجابة عن السؤال الآتي: ما هو أثر التغير الحاصل في أسعار النفط على جانب الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي خلال الفترة 1976-2018؟

▪ فرضية الدراسة :

ترتكز الدراسة على فرضية مفادها أن: الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي تسير تحركات أسعار النفط بفعل هيمنة المحروقات على تركيبها السلعية بما يعني ذلك من وجود علاقة موجبة وقوية في الأمدين القصير والطويل بينهما مع اتجاه سلبية من أسعار النفط نحو الصادرات التي تستجيب بشكل سريع لأية صدمة تطرأ على هذه الأسعار.

▪ أهمية الدراسة وأهدافها :

تستمد الدراسة أهميتها من تناولها للتأثيرات البالغة الأهمية التي تحدثها تحركات أسعار النفط على الموقف التصديري للجزائر مع شريكها الأوروبي الذي يبقى ضعيفا لارتباط مكاسبه المحققة فقط بالوتيرة

التصاعدية التي تأخذها أسعار النفط. ومن ثم فهي تسعى إلى توضيح ما تقدم من خلال الإحاطة بمدى تأثير الصادرات بالتغيرات الحاصلة في الأسعار من منظور قياسي مع تقديم قراءة وصفية تحليلية لاتجاهات تطورها وخصائصها التي فرضتها الطبيعة الريعية للاقتصاد الوطني.

▪ منهج الدراسة:

ستعتمد الدراسة على المنهجين الوصفي والتحليلي عند تقديم بعض الدلائل التجريبية السابقة وتشخيص وإبراز واقع وخصائص الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي، كما تستخدم المنهج الكمي عند دراسة وتحليل التأثير المترتب عن تغير سعر النفط عليها بتوظيف مجموعة من أدوات التحليل القياسي على بيانات سنوية غطت الفترة 1976-2018 متمثلة في: دراسة استقرارية متغيري الدراسة، منهجية التكامل المشترك لـ *Johansen*، نموذج تصحيح الخطأ واختبار السببية لـ *Toda & Yamamoto (1995)* وكذا تحليل دوال الاستجابة الدفعية.

أولاً: تحركات أسعار النفط والأثر على التبادل التجاري: مراجعة الأدبيات

أظهرت الصدمة النفطية الأولى لسنة 1973 مدى أهمية الأثر الذي يتركه تحرك أسعار النفط على الاقتصادات سواء المستهلكة أو المنتجة لدرجة أنه أضحى عاملاً مفسراً لدورات الأعمال (*DIBOOGILU.S& EISA.A, 2004*)، بل مصدراً رئيساً للاضطراب في الدول المصدرة نظراً لأهمية مكانة القطاع النفطي في هياكلها الدخلية والتصديرية وعدم اليقين الذي يطبع الأسواق العالمية (*MEHRARA.M, 2008*). هذا ما أثار الأدب الاقتصادي الذي بدأ يهتم بدراسة التأثيرات الإيجابية والضارة الناجمة عن التقلبات الحادة لهذه الأسعار على مختلف الاقتصادات. (*ALGAEED.A, 2016*)

وفي ما يهم موضوع الدراسة، ونعني بها الأبحاث التجريبية التي اهتمت بدراسة القناة التجارية لنقل صدمات أسعار النفط إلى الاقتصادات المختلفة بفحص علاقة تغيرات أسعار النفط وآثارها المتماثلة أو غير المتماثلة على التجارة الخارجية المعبر عنها سواء بأرصدة الميزان التجاري الإجمالي أو/مع مكوناته النفطية أو الغير نفطية أو بجانب الصادرات أو الواردات منفردة أو مجتمعة. فمن الواضح أن الاختلالات الكبيرة في الحسابات الجارية على المستوى العالمي في العقود الأخيرة، دفعت باهتمام الأدبيات بالبحث أكثر في كيفية تأثير أسعار النفط على هذا المجال وكيف تتم عمليات إعادة تدوير عوائد النفط في الاقتصاد العالمي (*REBUCCI. A & SPATAFORA .N, 2006*). والذي يبقى في نظر بعض الباحثين دون مستوى الاهتمام اللازم كالذي حظيت به الجوانب الأخرى لهذا المجال البحثي بالنظر إلى ضآلة عدد الدلائل التجريبية

التي أجريت ضمن هذا الإطار رغم التنامي الهائل في حركة التجارة العالمية منذ تسعينيات القرن الماضي من ناحية وأهمية الآثار التي تتركها تحركات أسعار النفط الذي يبقى أكثر السلع تداولاً في العالم على الأرصدة الجارية (بما فيها التجارية) من ناحية ثانية، والتي يمكن أن يترتب عن انتقالها عبر القنوات التجارية أو المالية ظهور اختلالات حادة فيها بحسب طبيعة الصدمة وخاصة البلد حيال النفط إن كان مستورداً أو مصدراً له. (ALLEGRET & al, 2015).

هذا ما يقودنا لتقديم بعض الدراسات المستمدة من واقع الدول النفطية بشكل أساسي ومنها الجزائر، والتي قدمت تحليلاً تجريبياً لتأثيرات أسعار النفط على التجارة الخارجية ممثلة برصيد ميزانها التجاري أو جانبي الصادرات والواردات لعدم كفاية الدراسات التي تناولت حصراً مكون الصادرات الذي سيكون محور اهتمام هذه الدراسة في جانبها القياسي.

فمن الدراسات الحديثة في هذا المقام، نجد دراسة Faheem وآخرون التي سعت إلى تقفي آثار عدم التماثل في العلاقة بين تغييرات أسعار النفط والميزان التجاري للفترة 1980-2017 في: السعودية، الكويت و الإمارات بشكل منفرد في معرض تقدير أثر العوامل المؤثرة في موازينها التجارية، وتتعلق ب: سعر النفط، سعر الصرف الفعلي الحقيقي، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والناتج الإجمالي الحقيقي لباقي العالم، بتوظيف نماذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الخطية والغير خطية (ARDL & NARDL). وقد توصلت إلى أن سعر النفط كان له تأثير معنوي وموجب على موازين التبادل التجاري في الأمدن القصير والطويل في الكويت والإمارات مقابل تأثير موجب ذو دلالة إحصائية في المدى الطويل وغير معنوي في المدى القصير بالنسبة للسعودية، كما أسفر اختبار الحدود Bound Test للتكامل المشترك عن وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الميزان التجاري ومحدداته على مستوى كل بلد. بينما أشارت نتائج تقدير نموذج NARDL إلى استجابة غير متماثلة للموازين التجارية للبلدان المدروسة لتغييرات أسعار النفط بشكل إيجابي أو سلبي في الأجلين القصير والطويل (FAHEEM.M & al, 2020).

وفي السياق ذاته، اهتمت دراسة Beak وآخرون بالتعرف على استجابة أرصدة الموازين التجارية: الإجمالية- النفطية-والغير نفطية لتحركات أسعار النفط في الأسواق العالمية لعينة من البلدان الأعضاء في الأوبك (OPEC) (إيران، نيجريا، السعودية وفنزويلا) بشكل منفرد بتركيزها على تحديد ما إذا كانت تغييرات أسعار النفط تؤثر بشكل غير متماثل Asymmetric على الموازين التجارية لهذه البلدان في الأجلين القصير والطويل من خلال استخدام نماذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الغير خطية NARDL على بيانات سنوية للفترة 1980-2016. وقد توصلت إلى وجود تأثير غير متماثل لتغييرات الأسعار على الميزان النفطي

لجميع الدول في المدى الطويل وإن لم يكن على المدى القصير بينما لم تكشف الدراسة عن وجود دلائل قوية على أن تغييرات أسعار النفط كانت غير متماثلة على الميزان التجاري الإجمالي والغير نفطي في المديين الطويل والقصير لمجمل الدول المدروسة. (BAEK .J & al, 2019)

بينما تحرت دراسة *Malkawi و Sweidan* في مدى تفاعل الميزان التجاري البيئي للإمارات مع الولايات المتحدة مع التغيرات الحاصلة في أسعار النفط باستخدام بيانات شهرية من سبتمبر 1992 إلى ديسمبر 2007، أين تبين من خلال نتائج تحليل دوال الاستجابة وتفكيك التباين وجود علاقة معنوية وموجبة بين أسعار النفط والعجز في الميزان التجاري البيئي، وهو ما يؤكد التأثير الإيجابي على جانب الواردات الحقيقية ذات المنشأ الأمريكي في غياب أية استجابة من جانب الصادرات الإماراتية الحقيقية لصددمات أسعار النفط التي لم يكن لديها أي تأثير ذو دلالة إحصائية وبشكل غير متوقع باعتبار أن رصيد الميزان التجاري مع الولايات المتحدة يستجيب بشكل سلبى للاتجاهات التصاعدية لأسعار النفط التي تتسبب في تفاقم عجزه. (SWEIDAN.O & MALKAWI.B, 2011)

في حين استهدفت دراسة *Amiri* وآخرون فحص وجود علاقة طويلة الأمد بين الواردات الحقيقية وأسعار النفط الحقيقية في سياق تقدير دالة الطلب على الواردات لـ 6 دول أعضاء في منظمة الأوبك OPEC (السعودية، الإمارات، الكويت، إيران، قطر ونيجيريا) من واقع بيانات سنوية مقطعية (بانل) للفترة 1982-2008 من خلال قياس أثر الطلب المحلي مضاف إليه الصادرات بقيمها الحقيقية؛ سعر الصرف الحقيقي للعملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي؛ سعر النفط ورصيد الحساب الجاري على الواردات الحقيقية الحقيقية. إذ توصلت من خلال تقدير نموذج التأثيرات الثابتة *Fixed effects* إلى وجود تأثير إيجابي لأسعار النفط على الواردات التي تعد المحدد الرئيس لأداء الاقتصادات النفطية نظراً لأثر تحركها صعوداً وهبوطاً على مجمل المؤشرات الاقتصادية الكلية لهذه البلدان بما فيها المتغيرات المأخوذة كمفسرات للواردات في هذه الدراسة، وهو ما استدعى بحث العلاقة بين متغيري سعر النفط والواردات باستخدام اختبار التكامل المشترك في ظل بيانات البانل لـ *Pedroni* الذي أظهر وجود علاقة توازنية طويلة المدى بينهما على مستوى عينة الدول قيد الدراسة. (AMIRI. K & al, 2013)

بينما ناقش كل من *Thai-Ha* و *Youngho* العلاقة بين تغييرات الحاصلة في أسعار النفط والأداء التجاري لعينة من الدول الآسيوية ذات خصائص متباينة تجاه النفط بالبحث في تأثير صدمات أسعاره على الموازين التجارية بأصنافها: الإجمالية- النفطية والغير نفطية لكل من: ماليزيا (منتج)، سنغافورة (تكرير النفط) واليابان (مستورد صاف) بالاعتماد على بيانات الشهرية من جانفي 1999 لغاية نوفمبر 2011 بتوظيف

منهجية التكامل المشترك ذي العتبات أو المقاطع الهيكلية *Gregory-Structural breaks* Hansen (1996) واختبار سببية Toda-Yamamoto (1995) وتحليل دوال الاستجابة. إذ خلاصا إلى وجود علاقة توازنية بعيدة المدى وفق أسلوب *Gregory-Hansen* بين متغير أسعار النفط والموازن التجارية الثلاثة بعد إجراء اختبار المقاطع الهيكلية لـ *Zivot-Andrews* (1992) الذي أكد بوجود أكثر من مقطع هيكلية في سلاسل متغيرات الدراسة. كما دلت نتائج اختبار السببية وتحليل دوال الاستجابة على وجود تأثير متباين لأسعار النفط على الموازن التجارية الإجمالية ومكوناتها النفطية والغير نفطية للبلدان قيد الدراسة بحسب طبيعة الصدمة النفطية. (THAI-HA. L & YOUNGHO. C , 2013)

أما دراسة الغاوي، فاستهدفت قياس أثر تغير أسعار النفط على صادرات ثلاث مجموعات سلعية غير نفطية في السعودية، تتمثل في: الصناعة التحويلية، الزراعة، والسلع عالية التكنولوجيا اعتمادا على بيانات سنوية للفترة 2000-2018 واستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة *ARDL*، إذ خلصت إلى وجود علاقة توازنية بين تغير سعر النفط وصادرات الصناعات التحويلية على عكس الصادرات الزراعية والعالية التكنولوجيا التي لم تتأثر في الأجل الطويل بتقلبات أسعار النفط. (الغاوي. ه ، 2020)

في حين حاولت دراسة يوب، بيان أثر تغيرات أسعار النفط على الميزان التجاري للجزائر خلال الفترة 1990-2018 باستخدام طريقة التكامل المشترك لـ *Angel-Granger* التي أظهرت وجود علاقة تكامل متزامن بين متغيري الدراسة وهو ما سمح بدراسة العلاقة بينهما في الأجل القصير عبر نموذج تصحيح الخطأ *ECM* الذي تبين من خلال تقديره أن الانحراف الفعلي عن التوازن بين المتغيرين يصحح بمقدار 55% في كل سنة. (يوب. ف، 2020) وهو نفس اهتمام دراسة المومن وعبد الرحمان، التي انصبت على قياس أثر تقلبات أسعار النفط على رصيد الميزان التجاري للجزائر للفترة 1990-2016 باستخدام منهجية التكامل المشترك لـ *Johansen*. واختبار السببية ونموذج تصحيح الخطأ، أين توصلت إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين مع وجود علاقة سببية في اتجاه واحد بينهما من أسعار النفط إلى رصيد الميزان التجاري بينما أظهر تقدير نموذج تصحيح الخطأ أن الانحراف الفعلي عن التوازن بين المتغيرين يصحح بمقدار 86% في كل سنة. (المومن . ع و عبد القادر. ع، 2017)

كما تحرت دراسة بوسالم ويدروج في الأثر المترتب عن تغيرات أسعار النفط على جانب الواردات الجزائرية وفق بيانات سنوية للفترة 1975-2015 باستخدام نموذج أشعة الانحدار الذاتي *VAR* وتحديد العلاقة السببية بين المتغيرين بتوظيف اختبار السببية لـ *Granger* وتحليل دوال الاستجابة، حيث خلصت من خلال نتائج اختبار التكامل المشترك لـ *Angel-Granger* إلى عدم

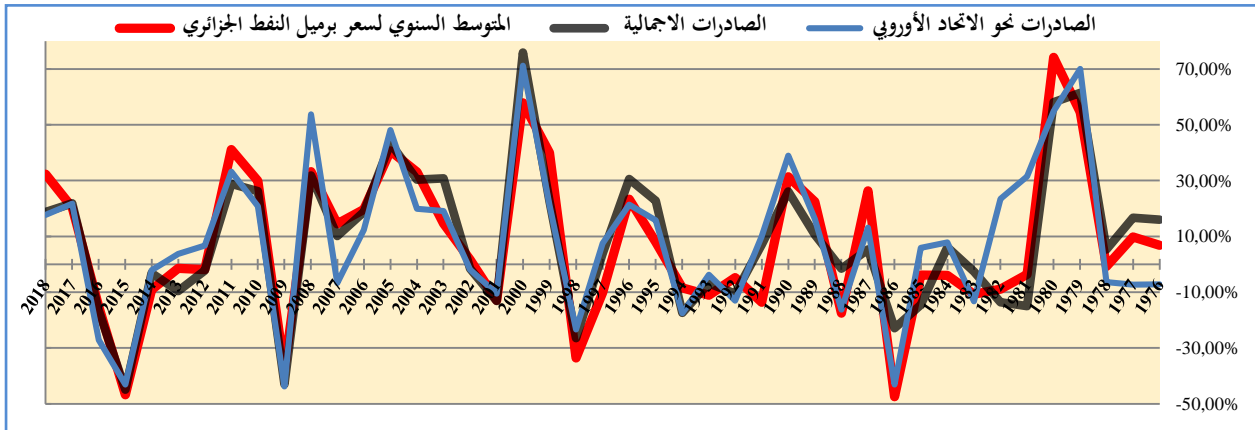
علاقة توازنية طويلة الأجل بين أسعار النفط والواردات مع وجود علاقة سببية في اتجاه واحد من أسعار النفط نحو الواردات التي تتأثر بشكل كبير بتغيرات هذه الأسعار باعتبار أن حدوث صدمة في الأخيرة بمقدار 1% يتسبب في إحداث أثر إيجابي وبشكل قوي في بداية فترة الاستجابة على الواردات. (بوسالم، ف و يدورج، ن، 2018)

ثانياً: اتجاهات تطور الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي ومسايرتها لتغيرات أسعار النفط

يعد الإتحاد الأوروبي الشريك التجاري الأول للجزائر حيث يشكل منفذاً أساسياً للصادرات الجزائرية وبنسبة قاربت 57% ناهيك عن كونه أول ممون للسوق الوطنية بمساهمته في إجمالي الواردات بحصة قدرها 44% بحسب إحصائيات سنة 2019 على سبيل المثال. (CNIS, 2020)

وكما هو عليه الحال بالنسبة لكثير من الدول المصدرة الصافية للنفط، تعتبر تغيرات أسعار النفط في الأسواق العالمية بمثابة المحدد الرئيس لأداء الصادرات الجزائرية سواء بالإيجاب أو السلب تبعاً لارتفاع أو انخفاض الأسعار توالياً كنتيجة منطقية لاستئثار المحروقات على هيكلها السلعي، وهو ما يمكن تلمسه من خلال مسايرتها لدورة أسعار النفط الذي يظهره التناسق الواضح بين حركة المنحنيات الممثلة لمعدلات التغير السنوي في قيم الصادرات الإجمالية وإلى الاتحاد الأوروبي مع منحى تغيرات أسعار النفط بما يدل على وجود علاقة طردية قوية بين تغيرات هذه الأسعار مع صنفى الصادرات كما يتبين في الشكل أدناه.

الشكل رقم 1: مسايرة صادرات الجزائر الإجمالية وإلى الاتحاد الأوروبي لتحركات أسعار النفط " الفترة 1976-2018 " (التغير السنوي %)



المصدر: من إعداد الباحثة بناء على المعطيات الواردة في :

- قاعدة بيانات التجارة الخارجية للجزائر، المركز الوطني للإعلام والإحصائيات CNIS، المديرية العامة للجمارك، سنة 2019.
- قاعدة بيانات النشرة الإحصائية السنوية لمنظمة الدول المصدرة للنفط-OPEC لسنة 2020 "Annual Statistical Bulletin"، والواردة على موقعها الإلكتروني <https://asb.opec.org/index.html>. (تاريخ الإطلاع 6 جانفي 2021)

كما أكدت البيانات الواردة في الجدول الموالي الثقل الهام الذي تشكله المحروقات في بنية الصادرات السلعية إلى الاتحاد الأوروبي رغم تذبذب قيم الأخيرة تبعا لتغيرات أسعار النفط مع غلبة الوتيرة التصاعدية على اتجاهات تطورها التي أصابها بعض الانكسارات المؤقتة التي تراجعت فيها أسعار النفط إبان مراحل معينة (كالأزمة الآسيوية 1997، أزمة Dot com سنة 2000 والأزمة المالية لسنة 2008) وذلك امتداد الفترة 1996-2014 قبل أن تأخذ مسلكا هبوطيا منذ 2014 جراء النزول الحاد للأسعار الذي اشتدت حدته في الفترة 2015-2016. أين تناقصت قيم صادرات المحروقات نحو الاتحاد بشكل قياسي بواقع 43,8% سنة 2015 و نحو 27% سنة 2016 قبل عودتها للارتفاع بشكل ملموس إلى 19,439 مليار ثم 22,949 مليار دولار سنتي 2017 و 2018 تواليا، وهي مستويات أقل بكثير مما حقق في الفترة 2005-2013 التي بلغ متوسطها السنوي قرابة 31 مليار دولار في الوقت الذي قدر فيه المتوسط السنوي لقيمة صادرات المحروقات نحو الاتحاد الأوروبي بقرابة 28,559 مليار دولار خلال فترة تطبيق اتفاق الشراكة بما يعادل 95,9% من متوسط الصادرات الإجمالية إلى الاتحاد و 55,4% من متوسط صادرات المحروقات للفترة ذاتها، وهو ما يعني تمركز التبادل التجاري الطاقوي للجزائر في أسواقها التقليدية على مستوى دول الاتحاد لاسيما بلدان جنوب أوروبا المطللة على المتوسط التي تستوعب حصص سنوية متراوحة ما بين 52% و 66% من إجمالي هذه الصادرات لعوامل متعلقة بالقرب الجغرافي وتوفر هياكل قاعدية لنقل الطاقة إليها (Trans-Mediterranean Pipeline مع إيطاليا و MEDGAZ مع إسبانيا).

الجدول رقم 1: تطور قيم الصادرات ورصيد الميزان التجاري للجزائر مع الاتحاد الأوروبي خلال الفترة 1996-2018

| المؤشرات | 1996-1999 | 2000-2004 | 2005-2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2005-2018 |
|--|-----------|-----------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------|
| الصادرات الإجمالية إلى الاتحاد الأوروبي (EU) (\$ ¹⁰) | 7,855 | 13,988 | 32,446 | 40,378 | 22,976 | 16,739 | 20,386 | 23,993 | 29,750 |
| صادرات المحروقات (ص.م) إلى EU (\$ ¹⁰) | 7,544 | 13,498 | 31,325 | 38,301 | 21,5 | 15,708 | 19,439 | 22,949 | 28,559 |
| (المساهمة في الصادرات الإجمالية إلى EU) (%) | 96,0% | 96,5% | 96,5% | 94,9% | 93,6% | 93,8% | 95,4% | 95,6% | 95,9% |
| (المساهمة في إجمالي صادرات المحروقات) (%) | 63,12% | 59,6% | 52,4% | 63,5% | 65,8% | 58,0% | 58,4% | 59,0% | 55,4% |
| الصادرات خارج المحروقات إلى EU (\$ ¹⁰) | 0,311 | 0,489 | 1,121 | 2,077 | 1,476 | 1,031 | 0,947 | 1,044 | 1,190 |
| (المساهمة في الصادرات الإجمالية نحو EU) (%) | 4,0% | 3,5% | 3,5% | 5,1% | 6,4% | 6,2% | 4,6% | 4,4% | 4,1% |
| رصيد الميزان التجاري الإجمالي مع EU (\$ ¹⁰) | 8,541 | 6,80 | 12,497 | 10,694 | -2,509 | -5,439 | 0,088 | 2,843 | 8,44 |
| رصيد الميزان التجاري للمحروقات مع EU (\$ ¹⁰) | -4,67 | -6,62 | -18,64 | -25,58 | -23,25 | -19,97 | -18,50 | -19,02 | -19,58 |

المصدر: من إعداد الباحثة بناء على معطيات قاعدة بيانات التجارة الخارجية للجزائر، المركز الوطني للإعلام والإحصائيات CNIS،

المديرية العامة للجمارك، الجزائر، سنة 2019.

كما يسمح تفحص الجدول كذلك، بالخروج ببعض الملاحظات المدعمة لارتباط مكاسب التبادل التجاري مع الاتحاد الأوروبي بالأداء التصديري للمحروقات الذي تتحكم فيه أسعار النفط رغم التحرك

الإيجابي الذي يبدو لصالح الطرف الجزائري إذا أخذنا في التحليل معيار الفوائض المتفاوتة للميزان التجاري الإجمالي المسجلة في غالبية سنوات الفترة التي غطاها الجدول (باستثناء سنتي 2015 و2016 اللتان سجلتا عجزا بلغ 2,5 مليار و5,439 مليار دولار تحت وقع الصدمة النفطية المعاكسة لمنتصف 2014)، و التي نوردها على النحو الموالي :

- بقاء الصادرات خارج المحروقات عند مستوياتها المتدنية من حيث قيمها ومساهمتها في الصادرات الإجمالية رغم أن الاتحاد الأوروبي استوعب نحو 66% من الصادرات الإجمالية خارج المحروقات في الفترة 2005-2018 التي بلغ متوسطها السنوي 1,19 مليار دولار بما يعادل 4% من إجمالي الصادرات إليه. هذا ما يعكس ضآلة حصيلة تحرير التبادل التجاري من وجهة نظر الطرف الجزائري وعجزه المطلق في الاستغلال الأفضل للمزايا التجارية التي أتاحتها اتفاق الشراكة مع الاتحاد توازيا مع عدم فعالية سياسات ترقية وتنوع التصدير خارج المحروقات.
- تزايد العجز المفرط أصلا للميزان التجاري خارج المحروقات للجزائر مع الاتحاد، ببلوغ قيمته المتوسطة السنوية في الفترة 2005-2018 نحو 19,6 مليار دولار، وهو وضع يجد تفسيره في الاعتماد المتنامي على الاستيراد في تغطية حيز كبير من احتياجات الطلب الداخلي مقابل ضعف شديد في مستويات التصدير خارج المحروقات. هذا ما يكشف بوضوح درجة الانكشاف العالية للاقتصاد.

ثالثا: قياس أثر تغييرات أسعار النفط على الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي.

سنحاول فيما تبقى من فقرات لهذه الدراسة، إظهار أهمية تأثير أسعار النفط على التبادل التجاري البيئي مع الاتحاد الأوروبي في جانب الصادرات من منظور كمي عبر قياس الأثر الذي تمارسه تحركاتها عليها في الأمدين القصير و الطويل اعتمادا على منهجية التكامل المشترك لـ *Johansen* ونموذج تصحيح الخطأ *ECM* واختبار السببية لـ *Toda & Yamamoto* (1995) فضلا عن تحليل دوال الاستجابة الدفعية من واقع بيانات سنوية تشمل متغيري الصادرات الجزائرية المنشأ نحو الاتحاد الأوروبي وسعر النفط الجزائري المتمثل في المتوسط السنوي لسعر برميل النفط الجزائري *Saharan Blend* والمعبر عنهما بـ "X_EU" و "PBM" على التوالي، مستمدة من قاعدة بيانات التجارة الخارجية للجزائر للمركز الوطني للإعلام والإحصائيات CNIS للجمارك الجزائرية بالنسبة للمتغير الأول وقاعدة بيانات النشرة الإحصائية السنوية *Annual Statistical Bulletin* لمنظمة الدول المصدرة للنفط "OPEC" لسنة 2020 بالنسبة للمتغير الثاني ضمن نطاق زمني حدد بالفترة 1976-2018 (42 مشاهدة لكل سلسلة).

وكما هو معلوم، من المنطقي أن نستعمل المقاربة القياسية المعتمدة التي تعنى أساسا بالبحث في الاتجاهات التكاملية ودرجة التأثير المتبادل بين المتغيرين محل الدراسة بتحديد درجة تكاملهما بدراسة استقرارية كل منهما بشكل منفرد ثم المرور بعد ذلك لباقي الخطوات التي سنستعرضها على النحو الموالي:

1. اختبار الإستقرارية للمتغيرات قيد الدراسة:

تستند دراسة استقرارية السلاسل الزمنية على عدة اختبارات يتم اللجوء إليها لحسم مسألة وجودها من عدمه، حتى وإن أظهر تعقب مسار المنحنيات البيانية الممثلة للمتغيرات المدروسة عدم استقراريتهما كما هو الحال بالنسبة لسلسلتي سعر النفط الجزائري و الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي في شكلهما اللوغاريتمي والمعبر عنهما ب(LPBM) و(LX_EU) على التوالي، واللذان بدتا بأنهما غير مستقرتين، وهما من الشكل (DS) (راجع الملحق رقم 1). ومن بين هذه الاختبارات اختبار ديكي فولر بصيغتيه البسيطة (DF) والموسعة (ADF)، وهو أحد أهم اختبارات جذور الوحدة الذي سنستعين به في هذه الدراسة لغرض دراسة استقرارية سلاسل متغيراتها بحيث يتطلب إجراءه تحديد درجة التأخير لكل سلسلة بشكل منفصل بالاعتماد على أدنى قيمة لمعياري Schwarz و Akaike (الملحق 2). وقد جاءت نتائج إجراء الاختبار المعني على النحو المبين في الجدول أدناه.

الجدول رقم 2: نتائج اختبار Dickey-Fuller لمتغيري الدراسة عند المستوى والفرق الأول.

| عند الفرق الأول | | | عند المستوى | | | | |
|-----------------|----------------|---------------|----------------|----------------|---------------|----------------------------|-------|
| P=0 | | | P=0 | | | | |
| النموذج الثالث | النموذج الثاني | النموذج الأول | النموذج الثالث | النموذج الثاني | النموذج الأول | | |
| -5.61 | 0.82 | -0.03 | 0.68 | 1.57 | 1.31 | إحصائية الاختبار ADF | LPBM |
| -1.49 | -2.93 | -3.52 | -1.49 | -2.93 | -3.52 | القيمة الحرجة | |
| 0.00 | 0.41 | 0.97 | 0.49 | 0.12 | 0.19 | احتمال قبول H ₀ | |
| النموذج الثالث | النموذج الثاني | النموذج الأول | النموذج الثالث | النموذج الثاني | النموذج الأول | | |
| -5.80 | 1.29 | 0.87 | 0.71 | 2.04 | 1.65 | إحصائية الاختبار ADF | LX_EU |
| -1.49 | -2.93 | -3.52 | -1.49 | -2.93 | -3.52 | القيمة الحرجة | |
| 0.00 | 0.20 | 0.38 | 0.47 | 0.04 | 0.10 | احتمال قبول H ₀ | |

المصدر: من إعداد الباحثة بناء على مخرجات برنامج (Eviews 10.0).

تظهر نتائج اختبار ديكي فولر للسلسلتين عند المستوى بأن القيم المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى المعنوية 5% ومنه يتم قبول الفرضية H₀ التي تنص على أن كل من سلسلتي الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد (LX_EU) وسعر النفط الجزائري (LPBM) غير مستقرة عند المستوى، وكذا عدم معنوية كل من معلمتي الاتجاه العام و الحد الثابت نتيجة لقبول الفرضية العديمة، بينما تم رفض هذه الفرضية بعد إجراء الفرق الأول (DLPBM و DX_EU) وقبول الفرضية البديلة بالنسبة للنموذج الثالث، كون القيم المحسوبة أقل من القيم المجدولة، مما يعني أن السلسلتين محل الدراسة مستقرة لا تحتوي على

مركبة الاتجاه العام و لا على الحد الثابت. وعليه، فهي متكاملة من الدرجة الأولى. وهو ما تبينه لنا تمثيلاتها البيانية في شكلها اللوغاريتمي بعد اجراء الفرق الأول (راجع الملحق رقم 1).

2. تحليل التكامل المشترك بين متغيري سعر النفط والصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي:

بما أن المتغيرين قيد الدراسة مستقرة عند فروقاتها الأولى ومتكاملة من نفس الدرجة بحسب نتائج اختبار الاستقرار، فهي تبدي مسار متناسق ومشارك من خلال التمثيلات البيانية، مما يعطي لنا فكرة على إمكانية وجود علاقة توازنية طويلة الأجل أي بالأحرى وجود علاقة تكامل فيما بينها. وهو الأمر الذي سيسمح لنا باستخدام أسلوب *Johansen* للتكامل المشترك (JOHANSEN. S, 1988) كونه يتماشى مع اشكالية التكامل المتزامن في وجود أكثر من متغيرة، كما يعتبر أيضا أفضل حتى في حال وجود متغيرتين فقط، بحيث يكفي أن تكون هناك معادلة تكامل واحدة بين المتغيرات على الأقل و التي تدل على احتمال وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج المقدر. ولكن قبل استخدام هذا الأسلوب للتكامل المشترك، لابد من تحديد درجة التأخير p المثلى، أين سننعمد لهذا الغرض على نموذج VAR(p) الموافق لأكثر عدد ممكن من المعايير كما هو مبين في الملحق (3)، والتيتم التوصل من خلالها إلى اختيار التأخير الثاني كتأخير أمثل استنادا على المعايير (HQ:SC:LR)؛ AIC و FPE) باعتبار أن لها أقل قيمة لوصف تغيرات كل من LPBM و LX_EU.

وبعد أن تم إستيفاء الشروط الخاصة لإجراء اختبار *Johansen* والمتعلقة بتماثل درجة الاستقرار وتحديد درجة التأخير المثلى، يمكن إجراء الاختبار المعني لقياس العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيري الصادرات الجزائرية المنشأ نحو الاتحاد الأوروبي وسعر النفط، كما هو مبين في جدول رقم (3) وهذا بالاعتماد على معيار الأثر (λ_{trace} trace statistic) ومعيار القيم العظمى (λ_{max} maximum eigenvalues) وهذا لاختبار الفرضية العديمة التي تنص على عدم وجود التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة.

الجدول رقم 3: نتائج اختبار *Johansen* للتكامل المشترك

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) - Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | | | |
|--|-----------------|---------------------|---------|---------------------|---------------------|---------|
| Trend assumption: Linear deterministic trend | | | | | | |
| Series: LX_EU LPBM Lags interval (in first differences): 1 to 2 | | | | | | |
| Hypothesized No. of CE(s) | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | 17.50477 | 15.49471 | 0.0246 | 15.69809 | 14.26460 | 0.0295 |
| At most 1 | 1.806670 | 3.841466 | 0.1789 | 1.806670 | 3.841466 | 0.1789 |
| Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | | | |
| Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level. | | | | | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | | | |

المصدر: من إعداد الباحثة بناء على مخرجات برنامج (Eviews 10.0).

أسفرت النتائج الواردة في الجدول أعلاه، على وجود معادلة واحدة كحد أقصى للتكامل المشترك، وبالتالي يتم رفض الفرضية H_0 وقبول الفرضية H_1 التي تنص على وجود التكامل المتزامن عند مستوى معنوية 5%، بمعنى هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيري الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي وسعر النفط، ويعود هذا لقيمة الأثر (λ trace) المحسوبة كونها أكبر من القيم الحرجة و التي جاءت مطابقة مع النتيجة المتحصل عليها من ملاحظة القيمة الذاتية العظمى (λ_{max}).

ووفقا للنتائج المتحصل عليها من اختبائي الأثر والقيمة الذاتية العظمى. و التي تعني أن الأجل الطويل سوف يشهد توازنا بين متغيري الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي وسعر النفط الجزائري بالرغم من التقلبات الحاصلة في الأجل القصير. وطالما أن هذا الاختبار تحقق يمكن المرور إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM الذي سيمت بتقدير العلاقة التوازنية القصيرة الأجل بين المتغيرين قيد الدراسة.

و لتقدير العلاقة قصيرة الأجل، سنعتمد على طريقة المربعات الصغرى بإدخال مقدرات سلسلة البواقي للعلاقة طويلة الأجل ϵ_t كمتغير مستقل مبطن لفترة واحدة في نموذج VAR. إذ أسفرت نتائجها (انظر الملحق 4) على معنوية معلمات النموذج إحصائيا كون احتمال إحصائية t ستبوندت أكبر من 0,05 كما أن إحصائية فيشر المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة والتي تشير إلى جودة النموذج ككل أما من خلال إحصائية (دارين-واتسن) فهي تثبت استقلالية الأخطاء وبالتالي عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

كما تشير أيضا نتائج الاختبار إلى وجود علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين تحركات أسعار النفط والاتجاه الذي تأخذه الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي سواء بالإيجاب في حال صعود الأسعار أو السلب المعبر عنه بتراجع قيمة الصادرات عند انخفاضها في الأسواق النفطية العالمية، بحيث أن ارتفاع سعر النفط الجزائري في الأجل القصير بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي بنسبة 0,873% والعكس الصحيح، وهو ما يدعم فرضية مسايرة الصادرات سواء الإجمالية أو إلى الاتحاد الأوروبي لاتجاهات دورة أسعار النفط (أنظر شكل رقم 1) كنتيجة منطقية للتأثير الهام الذي يمارسه تغير سعر النفط عليها كما سبق التفصيل فيه بوصفه المحدد الرئيس لاتجاهات تطورها صعودا أو هبوطا بفعل هيمنة مكون المحروقات على تركيبها بأزيد من 95%.

في حين قدرت قيمة معامل تصحيح الخطأ بـ 0,11- وهي قيمة معنوية وسالبة، وبالتالي فهي مقبولة من الناحية الإحصائية، أي أن الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي تتعدل بنسبة 11% بمعنى أنها تستغرق فترة 9 سنوات للعودة لوضع التوازن. وهي نتيجة جاءت منسجمة تقريبا مع نسق المسار الذي أخذته الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد في أعقاب حدوث الصدمة النفطية المعاكسة لسنة 1986، أين تراجعت قيمتها بواقع 43,04% قياسا بسنة 1985 بانتقالها من 8,652 مليار دولار إلى 4,928 مليار دولار، وقد بقيت قيم

هذه الصادرات تسلك منحى متقلبا دون بلوغ مستوى ما قبل حدوث الصدمة لغاية سنة 1996 التي وصلت قيمتها إلى 8,59 مليار دولار، أي لم تعد إلى وضع التوازن لما قبل حدوث الصدمة إلا بعد مرور 10 سنوات وهذا ما إذا استبعدنا سنة 1991 التي بلغت فيها قيمة الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد 8,303 مليار دولار وهو ارتفاع استثنائي (ظرفي) راجع لحرب الخليج الثانية.

و من المحتمل أن ينطبق نفس القول السابق أيضا على صدمة منتصف 2014، التي من المنتظر أن تبقى الأسعار فيها منخفضة، وبالتالي يتوقع أن تأخذ الصادرات إلى الاتحاد لنفس المسار الذي سلكته عقب صدمة 1986 بل بصورة أكثر حدة بالنظر لعديد العوامل والمعطيات التي ترجح تواصل ركود أسواق النفط لفترات أطول مستقبلا (تراجع الطلب العالمي، التوسع في إنتاج المحروقات غير التقليدية، الانتقال نحو الطاقات المتجددة البديلة،...). إذ نلاحظ في هذا المقام، عدم تمكن الصادرات نحو الاتحاد من استعادة لمستواها المحقق سنة 2014 بعد مرور أزيد من 5 سنوات على نشوب الصدمة التي تسببت في تراجع قيمتها كما هو مبين في الجدول رقم 1.

وللتأكد من سلامة النموذج وخلوه من الارتباط الذاتي بين البواقينلجأ إلى اختبار *Breusch-Godfrey* (1978) حيث يعتمد هذا الاختبار على قيمة مضاعف لاغرانج، والذي يسمح باختبار وجود ارتباط ذاتي من درجة أعلى من الواحد لنموذج الانحدار الذاتي للأخطاء. وقد جاءت نتائج التقدير كما هي واردة في الجدول أدناه.

الجدول رقم 4: نتائج اختبار *Breusch-Godfrey*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|----------------------|--------|
| F-statistic | 0.434931 | Prob. F(15,24) | 0.9510 |
| Obs*R-squared | 8.976762 | Prob. Chi-Square(15) | 0.8787 |

المصدر: من إعداد الباحثة بناء على مخرجات برنامج *Eviews* (10.0)

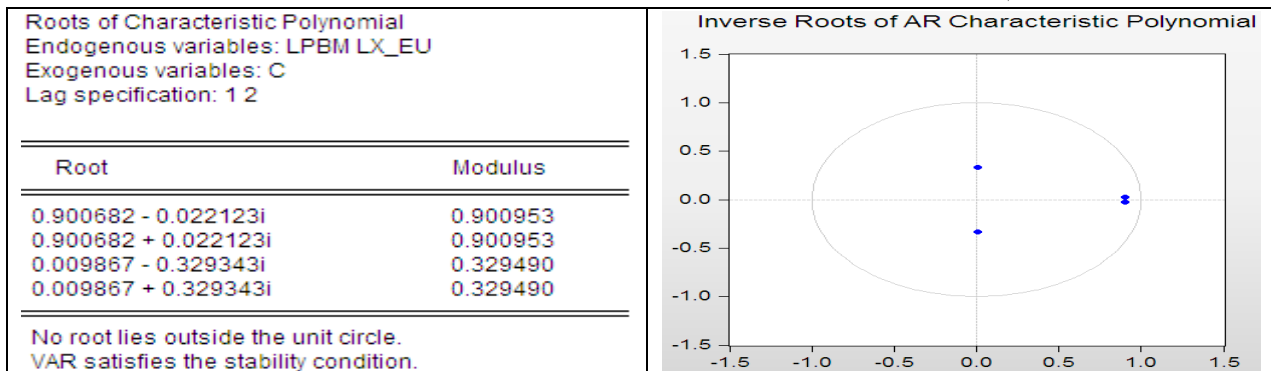
من خلال النتائج التي تظهر في الجدول أعلاه، نجد أن قيمة الاحتمال المقابلة لـ NR^2 أكبر من 0,05 وبالتالي يتم قبول فرضية عدم وجود ارتباط ذاتي من درجة أعلى من الواحد لنموذج الانحدار الذاتي للأخطاء (H_0)، هو ما يثبت أن نموذج تصحيح الخطأ (ECM) مقبول من الناحية الإحصائية نظرا لخلوه من الارتباط التسلسلي بين الأخطاء. وبالتالي، هناك علاقة توازنية بين الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي وسعر النفط الجزائري على المديين القصير والطويل وهو ما يؤكد التوصيف السابق بشأن العلاقة بينهما والتي سنوضح اتجاهها من خلال اختبار السببية لـ *Toda & Yamamoto* (1995).

3. اختبار السببية لـ *Toda & Yamamoto* (1995):

لإبراز أثر تغير سعر النفط الجزائري على الصادرات إلى الاتحاد الأوروبي ناهيك عن تحديد اتجاه هذه العلاقة بينهما، سنعتمد على منهجية *Toda & Yamamoto* لاختبار السببية، والتي يمكن من خلالها تحديد اتجاه التأثير في الأجل الطويل متجاهلة بذلك رتب تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات الممثلة لعينة الدراسة عكس منهجية *Granger* (1969) التي تتطلب استقرار السلاسل الزمنية من نفس الدرجة كشرط أساسي لإجراء الاختبار. حيث يستخدم اختبار السببية لـ *Toda & Yamamoto* إحصائية *wald* المعدلة *MWald* لاختبار معنوية معاملات النموذج $VAR(p)$ أين تمثل p أعلى فترة تأخير في النموذج وبالتالي يتم تقدير نموذج $VAR(p+d_{max})$ والذي يضمن تقارب توزيع χ^2 لإحصائية *wald*. أين تمثل d_{max} أعلى رتبة تجانس في النموذج (*TODA. H & YAMAMOTO. T, 1995*). لذا، ينبغي وفق اختبار السببية المعني في البداية اختيار عدد فترات الإبطاء المثلى لنموذج (VAR) وذلك باستخدام المعايير (*LR ; SC ; HQ ; AIC ; FPE*)، كما هو موضح في الملحق رقم (3) حيث تم تحديد فترة الإبطاء لهذه السببية بالنسبة للمتغيرتين (*LPBM* و *LX_EU*) قيد الدراسة بفترتين .

وقبل الانتقال إلى إجراء اختبار السببية، يجب التأكد أولاً من استقرارية النموذج $VAR(2)$ المتعلق بالصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي وسعر النفط الجزائري وذلك بالاعتماد على الجذور العكسية لكثير الحدود المميز (دائرة الوحدة)، كما هو مبين في الشكل الموالي، أين نلاحظ أن كل الجذور لا تتجاوز الواحد الصحيح وتقع داخل دائرة الوحدة، وبذلك فإن النموذج يستوفي شرط الاستقرار، ولا يحتوي على إشكالية الارتباط بين الأخطاء أو عدم تجانس التباين.

الشكل رقم 2: الجذور العكسية لكثير الحدود المميز (دائرة الوحدة) للمتغيرتين قيد الدراسة

المصدر: من إعداد الباحثة بناء على مخرجات برنامج *Eviews* (10.0)

وبعد استيفاء شروط إجراء الاختبار المتمثلة في تحديد رتبة التكامل العظمى ($d_{max}=1$) وفترة الإبطاء المثلى ($p=2$) واستقرارية النموذج $VAR(2)$ ، تم تقدير النتائج التجريبية لاختبار *Granger causality* والقائم

على منهجية *Toda & Yamamoto* عن طريق اختبار *MWALD*، وذلك بعدد فترات إبطاء ($P+d_{max}=3$) والتي تم إدراجها في اختبار السببية المعني، حيث يتم قبول فرضية العدم (H_0 : لا يوجد تأثير) عندما تكون قيمة الاحتمال الموافقة لإحصائية فيشر أكبر من 5% في حين يتم قبول الفرضية البديلة (H_1 : يوجد تأثير) في حالة العكس. وقد أسفر الاختبار على النتائج المبينة في الجدول الموالي.

الجدول رقم 5: نتائج اختبار سببية *Toda & Yamamoto*

| Dependent variable : LX_EU | | | | |
|----------------------------|----------|----|--------|------------------|
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. | decision |
| LPBM | 9.728534 | 2 | 0.0077 | Reject H0 |
| All | 9.728524 | 2 | 0.0077 | |
| Dependent variable : LPBM | | | | |
| Excluded | Chi-sq | df | Prob. | decision |
| LX_EU | 5.791123 | 2 | 0.0553 | Accept H0 |
| All | 5.791123 | 2 | 0.0553 | |

المصدر: من إعداد الباحثة بناء على مخرجات برنامج (10.0) Eviews

من خلال نتائج اختبار السببية الواردة في الجدول أعلاه، يتضح وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد مما يعني أحادية التأثير، من سعر النفط LPBM إلى الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي LX_EU عند مستوى معنوية 1% أين نلاحظ أن قيمة Chi-sq المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة عند درجة التأخير 2 وهو ما تؤكد لنا قيمة الاحتمال الأقل من 0,01 ما يدل على وجود تأثير قوي يعكس ارتباط أداء الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد سواء الإيجابي أو السلبي بتحركات أسعار النفط صعوداً أو هبوطاً. وبالتالي رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة بحسب نتائج اختبار السببية طويلة الأجل.

بينما نسجل غياب علاقة السببية في الاتجاه المعاكس، أي من الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي LX_EU إلى سعر النفط الجزائري LPBM كون قيمة المحسوبة لـ Chi-sq أقل من القيمة الحرجة عند درجة التأخير 2 وكذا قيمة الاحتمال الأكبر من 0,05 الأمر الذي يتطلب منا قبول الفرضية العدمية، وهي نتيجة متوقعة تؤكد موضع الجزائر كمتلق لسعر النفط *Price Taker* كون الأخير يبقى محكوم بعوامل خارجة عن نطاق سيطرة المنتجين بما فيهم الجزائر.

4. تحليل دوال الاستجابة :

لغرض تعقب وتحليل مدى استجابة الصادرات الجزائرية المنشأ تجاه الصدمات الحاصلة في أسعار النفط، سنعمد على تحليل دوال الاستجابة الدفعية الممتدة على أمد زمني يصل لعشر سنوات بصدمة مقدارها انحراف معياري واحد. إذ أظهرت نتائج التحليل الواردة في الملحق رقم 5، سرعة وأهمية استجابة الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي لأي تحرك هام في سعر النفط بما يؤكد ما سبق الحديث عنه

بشأن أهمية الأثر الذي تمارسه أسعار النفط عليها بوصفها المحدد الرئيس لاتجاهات أداؤها، ذلك أن حدوث صدمة ايجابية بمقدار انحراف معياري واحد في سعر النفط الجزائري ستؤدي إلى استجابة موجبة ومعنوية لصادرات الجزائر إلى الاتحاد بنسبة 27% في حدود السنتين الأوليتين والتي تعتبر كاستجابة قصوى وفورية في المدى القصير، لتبدأ بعد ذلك في التراجع مسجلة بذلك أدنى نسبة قدرها 10% في نهاية الفترة.

الخلاصة:

انصب اهتمام هذه الدراسة على تحليل وقياس الأثر الذي تحدثه التغيرات الحاصلة في أسعار النفط على الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي من واقع بيانات سنوية للفترة 1976-2018 بتوظيف بعض أدوات التحليل القياسي بعد تشخيص واقع هذه الصادرات من خلال تعقب اتجاهات تطورها وبيان بعض من خصائصها. وقد جاءت نتائج الدراسة مدعمة لصحة فرضية مسيرتها لتحركات أسعار النفط في الأسواق العالمية ارتفاعاً أو هبوطاً تواليا نتيجة للثقل الهام الذي تشكله المحروقات فيها. وهي النتائج التي جاءت كالآتي:

- اتسمت الصادرات الجزائرية إلى الاتحاد الأوروبي بتحركها السلبي على مستوى مؤشرات قياس أداؤها، ما يبين مدى التأثير السلبي لهيمنة مكون المحروقات على تركيبها السلعية حيث تعاني من تشوه بنيوي حاد ينعقد فيها التنوع بما يدل على غياب التحول الهيكلي في الاقتصاد الوطني.
- أظهرت نتائج اختبار التكامل المشترك لـ *Johansen*، وجود علاقة توازنية بين الصادرات الجزائرية نحو الاتحاد الأوروبي وسعر النفط على المدى الطويل. بمعنى أنه رغم التقلبات الحاصلة في الأجل القصير فإنه يوجد سلوك متشابه للمتغيرين في الأجل الطويل.
- أظهر تقدير نموذج تصحيح الخطأ وجود علاقة طردية وذات دلالة إحصائية بين تغيرات أسعار النفط والاتجاه الذي تسلكه الصادرات إلى الاتحاد في الأجل القصير بحيث أن ارتفاع سعر برميل النفط الجزائري بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع في قيمتها بـ 0,87% والعكس صحيح في حال تراجع الأسعار، بينما تستغرق هذه الصادرات وفق معامل سرعة التعديل ما يعادل 9 سنوات للعودة لوضع التوازن إثر حدوث تقلبات في سعر النفط، وهي نتيجة متوافقة تقريبا مع النسق الذي أخذته بعد صدمة 1986 أين لم تستعد وضع التوازن سوى بعد مرور 10 سنوات من حدوث الصدمة أي سنة 1996.
- كشفت نتائج اختبار سببية *Toda & Yamamoto* وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر النفط نحو الصادرات إلى الاتحاد، وهي علاقة قوية ومعنوية تؤكد أن أسعار النفط تؤثر وتسبب في إحداث تغيير

إيجابي أو سلبي في الصادرات بما يدعم النتائج السابقة. في حين سجل غياب علاقة سببية في الاتجاه المعاكس، وهي نتيجة متوقعة تعكس موضع الجزائر كمتلق لسعر النفط *Price Taker*. كما دعمت نتائج تحليل دوال الاستجابة، النتائج السابقة بشأن التأثير القوي الذي يمارسه التغير الحاصل في سعر النفط على جانب الصادرات التي تستجيب بشكل سريع لأي تحرك هام في أسعار النفط باعتبار أن حدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في سعر النفط الجزائري ستؤدي إلى استجابة معنوية وفورية للصادرات الجزائرية إلى الاتحاد بنسبة 27% في حدود السنئين الأوليتين. وبناء على النتائج المتوصل إليها، توصي الدراسة بضرورة الإسراع في تصويب المسار الخاطئ للخيار الاقتصادي القائم على ريع المحروقات بمباشرة إصلاحات جذرية وشاملة على كافة المستويات بدل استمرار العمل بنفس السياسات الظرفية والسطحية الحالية على أمل تعافي أسعار النفط في أقرب الآجال. وهو أمر يبقى غير مؤكد على الأقل في المستقبل المنظور.

الهوامش :

- 1- Sel DIBOOGİLU & Aleisa EISA (2004), *Oil prices, terms of trade shocks, and macroeconomic fluctuations in Saudi Arabia*, Contemporary Economic Policy, Vol 22- N°1(January), p50.
- 2- Abdulaziz .H. ALGAEED (2016), *The Effects of Asymmetric Oil Price Shocks on Saudi Arabian Macroeconomic Variables*, Journal of Economics and Sustainable Development, Vol 7 -N°20, p104.
- 3- Mohsen Mehrara (2008), *The asymmetric relationship between oil revenues and economic activities: The case of oil-exporting countries*, Energy Policy, Vol 36-Issue 3(March), p. 1164.
- 4- Alessandro REBUCCI& Nikola SPATAFORA (2006), *Oil prices and global imbalances*. In: IMF World Economic Outlook, April: Globalization and Inflation, International Monetary Fund, Washington, pp. 71–72.
- 5- Jean Pierre ALLEGRET & al (2015), *Oil price shocks and global imbalances: Lessons from a model with trade and financial interdependencies*, Economic Modelling, Vol 49 (September), p. 232.
- 6- Muhammad FAHEEM & al (2020), *Asymmetric effect of oil price changes on tradebalance in Saudi Arabia, Kuwait and United Arab Emirates*, Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences, Vol. 14- N°3 , pp. 685-714
- 7- Jungho BAEK & al (2019), *Crude oil prices and the balance of trade: Asymmetric evidence from selected OPEC member countries*, The Journal of International Trade & Economic Development : An International and Comparative Review, Vol 29- Issue 5 , pp.533-547.
- 8- OsamaSWEIDAN & BasharMALKAWI(2011), *The effect of oil price onUnited Arab Emirates goodstrade deficit with the United States*, Energy Studies Review, Vol 18-N°2,pp.44-65.

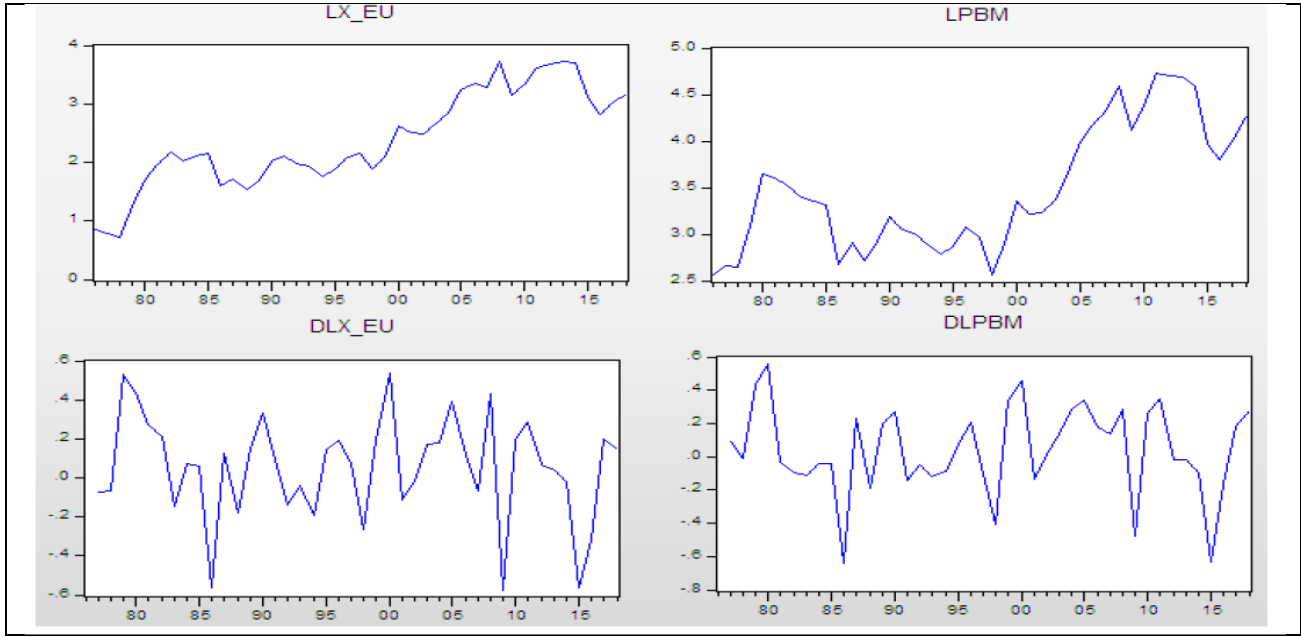
- 9- Kaouther AMIRI & al (2013), *Estimating Import Demand Function in Oil Exporting Countries: Panel Cointegration Approach*, International Journal of Maritime, Trade & Economic Issues, Vol 1- Issue 1, pp.33-48.
- 10- Le.THAH-HA& Chang YOUNGHO (2013), *Oilprice shocks and trade imbalances*, Energy Economics, Volume 36(March), pp.78-96.
- 11- هالة سمير الغاوي (2020)، أثر تقلبات أسعار النفط الخام على الصادرات غير النفطية في المملكة العربية السعودية، المجلة العربية للإدارة، المجلد 40، رقم 2- يونيو-حزيران، ص ص.133-140.
- 12- فائزة يوب (2020)، أثر تغييرات أسعار البترول على الميزان التجاري الجزائري دراسة قياسية للفترة 1990-2018، مجلة أبحاث اقتصادية معاصرة، العدد 2، جامعة عمار تليجي (الأغواط)، الجزائر، ص ص.169-179.
- 13- عبد الكريم المومن و عبد الرحمان عبد القادر (2017)، تأثير تقلبات أسعار البترول على الميزان التجاري بالجزائر: دراسة قياسية للفترة 1990-2016، مجلة الحقوق والعلوم الإنسانية-دراسات اقتصادية-، المجلد 36- العدد 2، جامعة زيان عاشور (الجلفة)، الجزائر، ص ص.252-266.
- 14- فاطمة بوسالم ونضال يدورج (2018)، دراسة قياسية لأثر تقلبات أسعار النفط على الواردات بالجزائر خلال الفترة 1975-2015، مجلة أوراق اقتصادية، العدد 2- جوان، جامعة محمد الصديق بن يحيى (جيجل)، الجزائر، ص ص.22-43.
- 15- Soren JOHANSEN (1988), *Statistical Analysis Of Cointegration Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol12, Issue 2-3(January) ,pp. 231-254.
- 16- Hiro.Y.TODA & Taku YAMAMOTO (1995), *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes*, Journal of Econometrics, Vol 66- Issues 1-2(March) , pp.225-250.

■ مصادر البيانات المستخدمة :

- قاعدة بيانات التجارة الخارجية للجزائر، المركز الوطني للإعلام والإحصائيات CNIS، المديرية العامة للجمارك، الجزائر، سنة 2019.
- قاعدة بيانات النشرة الإحصائية السنوية لمنظمة الدول المصدرة للنفط-OPEC لسنة 2020، والواردة على موقعها الإلكتروني <https://asb.opec.org/index.html>: (تاريخ الإطلاع 6 جانفي 2021).
- CNIS (2020), *Statistiques du Commerce Extérieur de l'Algérie : Année 2019*, Centre National de l'Informatique et des Statistiques-CNIS-, Direction Générale des Douanes, Alger.

الملاحق :

الملحق رقم 1: التمثيل البياني للمتغيرات محل الدراسة عند الفرق الأول



| الملحق رقم 3: تحديد درجة التأخير p المثلى | | | | | | | الملحق رقم 2: تحديد درجة التأخير بالاعتماد على معياربي Akaike و Schwarz. | | | | | | | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|--|-----|------|------|------|------|-------|-----|-----------------------|------|------|------|
| فترة الإبطاء للمتغيرتين: (lx و lpbm). | | | | | | | المتغيرات عند الفرق الأول | | | | | | | | المتغيرات عند المستوى | | | |
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ | DLX_EU | AIC | P=0 | P=1 | P=2 | P=3 | LX_EU | AIC | P=0 | P=1 | P=2 | P=3 |
| 0 | -32.09550 | NA | 0.020625 | 1.794500 | 1.880689 | 1.825166 | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 34.74292 | 123.1234 | 0.000756 | -1.512785 | -1.254219 | -1.420789 | | | | | | | | | | | | |
| 2 | 43.57464 | 15.33931* | 0.000587* | -1.767087* | -1.336143* | -1.613760* | | | | | | | | | | | | |
| 3 | 45.55039 | 3.223579 | 0.000657 | -1.660547 | -1.057225 | -1.445890 | | | | | | | | | | | | |
| 4 | 48.25085 | 4.121756 | 0.000710 | -1.592150 | -0.816451 | -1.316162 | | | | | | | | | | | | |
| 5 | 50.18198 | 2.744247 | 0.000805 | -1.483262 | -0.535186 | -1.145944 | | | | | | | | | | | | |
| | | | | | | | DLPBM | AIC | 0.28 | 0.33 | 0.34 | 0.31 | LPBM | AIC | 0.26 | 0.32 | 0.37 | 0.38 |
| | | | | | | | | SC | 0.32 | 0.42 | 0.47 | 0.48 | | SC | 0.30 | 0.40 | 0.50 | 0.55 |

الملحق رقم 4: تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM

Dependent Variable: DLX_EU

Method: Least Squares

Date: 01/25/21 Time: 12:06

Sample (adjusted): 1977 2018

Included observations: 42 after adjustments

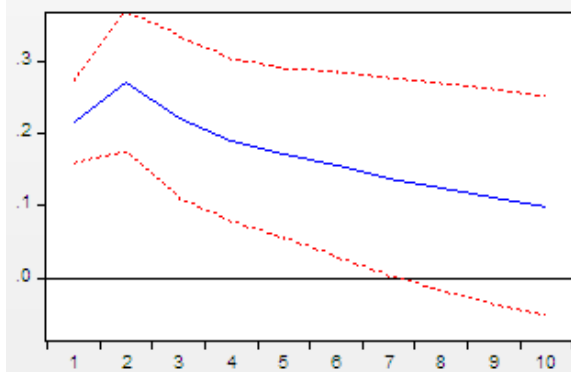
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.019872 | 0.017825 | 1.114855 | 0.2717 |
| DLPBM | 0.872937 | 0.065906 | 13.24519 | 0.0000 |
| ECM(-1) | -0.114833 | 0.052646 | -2.181228 | 0.0353 |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------|-----------|
| R-squared | 0.824467 | Mean dependent var | 0.054947 |
| Adjusted R-squared | 0.815466 | S.D. dependent var | 0.265854 |
| S.E. of regression | 0.114204 | Akaike info criterion | -1.432906 |
| Sum squared resid | 0.508662 | Schwarz criterion | -1.308787 |
| Log likelihood | 33.09103 | Hannan-Quinn criter. | -1.387412 |
| F-statistic | 91.59046 | Durbin-Watson stat | 2.073424 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

الملحق رقم 5: دوال الاستجابة الدفعية

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations \pm 2 S.E.

Response of LX_EU to LPBM



Response of LPBM to LX_EU

