**Journal of Economic Growth and Entrepreneurship JEGE**
*Spatial and entrepreneurial development studies laboratory*
***Year : 2021 Vol.4 No.7 pp:9-23***

# Can oil prices predict the direction of exchange rate movements in Algeria? A TAR and MTAR models approach

*Attouchi Manel [1,*], Abdelkrim Messaoudi [2], Dahmani Mohamed Driouche [3]*

[1] *FSECG, Université Djillali Liabès - Sidi-Bel Abbes, Algérie, attouchimanel@gmail.com*
[2] *FSECG, Université Ahmed Draia - Adrar, Algérie, abd.messaoudi@univ-adrar.edu.dz*
[3] *FSECG, Université Djillali Liabès - Sidi-Bel Abbes, Algérie, mohammed.dahmani@univ-sba.dz*

**ARTICLE INFO**

*Article history:*
*Received:26/07/2021*
*Accepted:22/10/2021*
*Online:24/10/2021*

*Keywords:*
*Oil prices*
*Exchange rate*
*Asymmetric*
*TAR, MTAR*
*JEL Code: C22,F31, G15, Q41*

**ABSTRACT**

*This study investigates the relationship between oil price and exchange rate in a small oil-exporting economy. We estimate a TAR and MTAR model by using annual data from 1970 to 2018 in Algeria, as well as the linear Granger causality tests and nonlinear Kyrtsou-Labys causality tests. The results indicate that the asymmetric error correction limit of the MTAR_c model is not significant. The results of the linear and non-linear causality tests supported the absence of a causal relationship between oil prices and real exchange rates in both directions. Based on the results of this study, fluctuations in oil prices do not lead to an appreciation of the exchange rate, which eliminates the mechanism of the Dutch disease in Algeria.*

# هل تستطيع أسعار النفط توقع اتجاه تحركات سعر الصرف في الجزائر؟ نهج نماذج TAR وMTAR

عطوشي منال [1,*]، عبد الكريم مسعودي [2]، دحماني محمد ادريوش [3]

[1] جامعة جيلالي ليابس – سيدي بلعباس، الجزائر، attouchimanel@gmail.com
[2] جامعة أحمد دراية – أدرار، الجزائر، abd.messaoudi@univ-adrar.edu.dz
[3] جامعة جيلالي ليابس – سيدي بلعباس، الجزائر، mohammed.dahmani@univ-sba.dz

**معلومات المقال**

تاريخ الاستقبال:2021/07/26
تاريخ القبول: 2021/10/22
تاريخ النشر:2021/10/24

**الكلمات المفتاحية**

أسعار النفط
سعر الصرف
اللاتماثل
نماذج العتبة
JEL Code: C22,F31, G15, Q41

**الملخص**

تبحث هذه الدراسة في العلاقة بين سعر النفط وسعر الصرف في اقتصاد صغير مصدر للنفط، قمنا بتقدير نماذج العتبة TAR وMTAR العادية والمتسقة باستخدام بيانات سنوية من 1970 إلى 2018 في الجزائر بالإضافة لاختبارات السببية الخطية Granger وغير الخطية Kyrtsou-Labys، تشير النتائج إلى أن حد تصحيح الخطأ غير المتماثل لنموذج MTAR_c ليست مهمة، ودعمت نتائج اختبارات السببية الخطية وغير الخطية غياب وجود علاقة سببية بين أسعار النفط وأسعار الصرف الحقيقية وفي الاتجاهين، وبناء على نتائج هذه الدراسة، فإن التقلبات في أسعار النفط لا تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف، الأمر الذي يلغي آلية المرض الهولندي في الجزائر.

*Corresponding Author: *Full Name*.

CC BY-NC

- **مقدمة:**

أثار الارتفاع الحاد في أسعار النفط خلال العقد الماضي اهتماما متجددا بفرضية "العلة الهولندية". ظهر مصطلح "العلة الهولندية" لأول مرة في عام 1977 لوصف التأثير السلبي على الصناعة التحويلية في هولندا نتيجة لزيادة الدخل المرتبط باكتشاف الغاز الطبيعي. منذ أوائل الثمانينيات وبعد صدمات النفط في 1973 و1979، قدمت مجموعة كبيرة من الأعمال النظرية والتجريبية (Corden et Neary 1982؛ Corden 1984؛ Van Wijnbergen 1984؛ Salehi-Isfahani 1989؛ Spatafora et Warner 1995) الآثار الضارة لازدهار الصادرات النفطية على القطاعات الأخرى، مما أدى إلى إعاقة النمو الاقتصادي في كثير من الدول. وبحسب هؤلاء الاقتصاديين، فإن اكتشاف النفط يمكن أن يؤدي إلى زيادة الإنفاق العام ورفع سعر الصرف، وهذه الأخيرة هي أعراض العلة الهولندي. يؤدي ازدهار الموارد إلى زيادة الدخل من خلال زيادة الإنتاجية الحدية. سيؤدي الدخل المرتفع إلى زيادة الطلب على السلع والخدمات. ونظرا لأنه يتم تحديد سعر السلع المصنعة في السوق الدولية، فإن هذا الطلب المتزايد يرفع سعر قطاع السلع غير القابلة للتداول، وهذا يشير إلى ارتفاع حقيقي لسعر الصرف، وبالتالي سيكون هناك عودة إلى القدرة التنافسية لغير – قطاع قابل للتداول ومصدر للنفط مما سيحد من القدرة على بناء قاعدة تصدير متنوعة (Corden, 1984, p. 361).

بعد ليبيا ونيجيريا، تعد الجزائر ثالث أكبر منتج للنفط في إفريقيا والمرتبة 12 في العالم. الجزائر عبارة عن اقتصاد صغير مفتوح يعتمد نموه بشكل كبير على عائدات النفط. وفقا لصندوق النقد الدولي، ترجع الزيادة في حجم الصادرات بشكل أساسي إلى ارتفاع أسعار النفط. حيث يمثل قطاع النفط والغاز في الجزائر 36% من الناتج المحلي الإجمالي، و70% من عائدات الميزانية و98% من صادرات البلد. لذلك، يمكن أن تسبب هذه النسب الكبيرة بعض الصعوبات لاقتصاد البلد، مثلما يبين نموذج المتلازمة أو العلة الهولندية .(Zouari-Ghorbel, 2011).

تهدف هذه الدراسة إلى دراسة تأثير أسعار النفط على سعر الصرف للاقتصاد الجزائري الذي يهيمن عليه قطاع النفط. من الصعب تحديد دقة طبيعة العلاقة بين هذين المتغيرين في الجزائر، ولعل السبب يعود إلى تأكيد أو نفي فرضية "العلة الهولندي" داخل الاقتصاد الجزائري، وهذا ما شجعنا في تحليل ذلك بطرق قياسية حديثة نوعا ما. يبدو أن الأدلة المستندة إلى اختبارات الاقتصاد القياسي التقليدية تدعم فرضية العلة الهولندي في حالة الجزائر، على سبيل المثال، وجدت Koranchelian 2005 تأثيرا قويا لأسعار النفط على أسعار سعر الصرف الحقيقية في الجزائر. وبالتالي، على المدى القصير، فإن التقدير الحقيقي لسعر الصرف يفسر من خلال الزيادة في معدل التضخم بسبب الصدمة النفطية التي يمكن أن تكون سبب تأثير الإنفاق، الذي قد يؤدي إلى العلة الهولندية (Zouari-Ghorbel, 2011).

من ناحية أخرى، وبحسب محمد جبوري 2018، فإن الصدمات التي تعرضت لها أسعار النفط الخام العالمية تلعب دورا مهما في تفسير تقلب سعر صرف الدينار الجزائري، لكن قد يكون هناك تأثير سلبي كبير لصدمات أسعار النفط على سعر الصرف الجزائري، وفق لبن حبيب وآخرون 2014 الذين أظهروا أن التأثير السلبي بين أسعار النفط وسعر الصرف يؤكد حقيقة أن الدينار الجزائري عملة غير نفطية. ويفسر هذا التأثير كيف تسهم عائدات النقد الأجنبي من صادرات النفط في تضخم الإنفاق العام (Benhabib, 2014).

ترتكز الإشكالية العامة لدراستنا على السؤال الرئيسي التالي:

**هل تستطيع التغيرات في أسعار النفط أن تتوقع اتجاه تحركات سعر الصرف في الجزائر؟**

للإجابة على هذا التساؤل، يمكن بناء فرضيتين انطلاقا من عدد من الدراسات السابقة على النحول التالي:

- التغيرات الموجبة والسالبة في أسعار النفط لها أثير غير متماثل على تحركات سعر الصرف في الجزائر؛
- يمكن توقع فرضية "المرض الهولندي بالنسيو لحالة الاقتصاد الجزائري.

إن العلاقات الديناميكية الضمنية بين سعر الصرف وأسعار النفط التي تمت دراستها باستخدام الطرق التقليدية من (Engle and Granger 1987، Johansen 1988)) و (Pesaran et al. 2001) غير محددة بشكل جيد. بالإضافة إلى ذلك، فإن اختبارات التكامل المشترك الكلاسيكية لها قدرة منخفضة في الكشف عن العلاقة في المدى الطويل، خاصة طريقة، ( Pippenger and Goering، 1993؛ Enders and Granger، 1998). لذلك، من خلال هذه الدراسة سنطبق نهجا مناسبا وحديثا نوعا ما لتحديد الاستجابة غير المتماثلة لسعر الصرف باستخدام نماذج عتبة الانحدار الذاتي TAR ونماذج عتبة الانحدار الذاتي للزخم MTAR التي طورها (Enders et Siklos 2001). لذلك سنسعى من خلال هذه الورقة البحثية إلى إعادة فحص وجود عتبات التكامل المشترك بين أسعار النفط وأسعار الصرف الحقيقية.

## 1- مراجعة للأدبيات النظرية:

الأعمال الأولى التي درست تأثير طفرة الموارد وعواقبها على النشاط الاقتصادي للدول المصدرة للنفط بالإضافة إلى أسعار صرفها هي أعمال كل من: Dornbusch 1973، Gregory 1976، Forsyth and Kay 1980، Corden 1984، Corden et Neary 1982، Buiter and Purvis 1982، Bruno and Sachs 1982، Eastwood and Venables 1982، Enders and Herberg 1983، Edwards and Aoki 1983 و van Wijnbergen 1984. كما تم توثيق التأثير المحتمل لأسعار النفط على تقلبات أسعار الصرف من خلال دراسات كل من: Golub 1983، Krugman 1983، McGuirk 1983، Rogoff 1991، Amano and Van Norden 1998 و Chaudhuri and Daniel 1998. هناك اجماع مقبول بين هؤولاء الذين درسوا تأثير السعر الحقيقي للنفط على سلوك أسعار الصرف الحقيقية. حيث أظهرت معظم النتائج أن أسعار الصرف الحقيقية وأسعار النفط الحقيقية متداخلة، وأن أسعار النفط ربما كانت السبب الرئيسي للصدمات المستمرة والسلوك غير المستقر لأسعار صرف الدولار الأمريكي.

درس Mohammadi, H., & Jahan-Parvar, M. R (2012)، العلاقة بين أسعار النفط الحقيقية وأسعار الصرف الحقيقية في 13 دولة مصدرة للنفط باستخدام نموذجي عتبة الانحدار الذاتي TAR وMTAR. كان الهدف من هذه الدراسة هو فحص إمكانية وجود متلازمة العلة الهولندية في هذه الدول. استخدم الباحثون بيانات شهرية من عام 1970 حتى عام 2010. اقتصرت أكبر التأثيرات طويلة المدى على أسعار النفط وأسعار الصرف على ثلاث دول: بوليفيا والمكسيك والنرويج. بالمناسبة، عملت هذه البلدان مؤخرا في ظل نظام سعر الصرف العائم. بالنسبة لهذه الدول، كان من الواضح أن ارتفاع أسعار النفط ساهم في ارتفاع سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل. والعكس هو الحال

في الدول العشر المتبقية التي تعمل بنظام تعويم مُدار (الجزائر وكولومبيا والجابون وإندونيسيا ونيجيريا) أو نظام ثابت (الكويت وروسيا والمملكة العربية السعودية وفنزويلا وأنغولا). وهكذا، بدت البلدان ذات أنظمة أسعار الصرف الأكثر مرونة، أكثر عرضة لظاهرة العلة الهولندية. أشارت النتائج إلى ضعف العلاقة بين سعر النفط وسعر الصرف الحقيقي في معظم الدول، مما يدل على أن معظم الدول المصدرة للنفط نجحت في عزل اقتصادها الوطني من خلال التأثير على حصيلة النقد الأجنبي التي تنجم مباشرة عن الواردات، أو من خلال الاستثمار في الخارج. أما بالنسبة للدول الثلاث المتبقية، فقد كان للعلاقة القوية بين سعر النفط وسعر الصرف عدد من التداعيات السياسية: أولا، إذا كان صاحب القرار يتوقع ارتفاع في أسعار النفط وأن المكاسب التجارية هي مؤقتة، فإن ذلك يتطلب سياسة ملائمة لحماية الصناعات المعرضة للخطر. ومع ذلك، إذا كانت المكاسب من حيث التجارة دائمة، فإن السياسة المناسبة تتطلب تعديلات هيكلية كبيرة تسهل إعادة تخصيص الموارد من قطاع التصدير التقليدي إلى السلع غير القابلة للتداول، فضلا عن تنويع قطاع التصدير لحمايتها من الصدمات الخارجية (Mohammadi H. J.–P., 2012).

من جهتهم قدم كل Chen, J. E., Lee, C. Y., & Goh, L. T (2013) دراسة لتحديد ما إذا كان التفاعل بين سعر الصرف وسعر النفط يظهر تعديلا غير متماثل في دولة الفلبين باستخدام البيانات الفصلية من الربع الأول من عام 1970 إلى الربع الرابع من عام 2011. يكشف نموذج TAR أن سعر الصرف وأسعار النفط لم يكن بينهما تكامل مشترك. ومع ذلك، وفقا لنتائج نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل المستند إلى نموذج العتبة MTAR، يتم تعديل المتغيرين بشكل غير متماثل. إضافة إلى ذلك، ظهر أن السعر الحقيقي للنفط خارجي وضعيف حيث أن شروط تصحيح الخطأ كانت غير معنوية، وكان سعر الصرف الحقيقي يعدل بحوالي 5.7%، علاوة على ذلك، أشارت إحصائيات فيشر إلى أن سعر الصرف الحقيقي وسعر النفط الحقيقي يسببان بعضهما بمعنى جرانجر. وبالتالي، يشير هذا إلى أن آلية التعديل نحو التوازن قد لا تكون بالضرورة ثابتة (Chen, 2013).

في دراسة أخرى قام كل من Ahmed, A. H و Moran Hernandez, R (2013) بفحص وجود علاقة غير متماثلة طويلة المدى بين أسعار النفط الحقيقية وأسعار الصرف الحقيقية لاثني عشر دولة من الدول الرئيسية المصدرة والمستهلكة للنفط، باستخدام نماذج غير خطية، وهي TAR وMTAR، باستخدام البيانات الشهرية بين عامي 1970 و2012. أظهرت النتائج أن هناك علاقة تكامل مشترك في ستة بلدان: البرازيل ومنطقة اليورو وكوريا الجنوبية والمكسيك ونيجيريا والمملكة المتحدة. كما أظهرت نتائج نموذج MTAR لأربعة من هذه البلدان (البرازيل ومنطقة اليورو ونيجيريا والمملكة المتحدة) علامات تعديل غير متماثل. أشارت اثنتان من هذه (البرازيل والمملكة المتحدة) أيضا إلى العلاقات السببية بين المتغيرات. تسببت أسعار الصرف الحقيقية في البرازيل في ارتفاع أسعار النفط، بينما تسببت أسعار الصرف في العكس بالنسبة للجنيه الإسترليني. تظهر النتائج أنه كلما زادت خضوع العملة لنظام سعر الصرف العائم، زادت احتمالية إظهار علامات التعديل غير المتكافئ (Ahmad, 2013).

في الهند درس Yiew, T. H وآخرون علاقة التكامل المشترك غير المتماثلة بين سعر الصرف وأسعار النفط خلال الفترة: السداسي الأول من 1991 إلى السداسي الأول من سنة 2013 باستخدام نماذج TAR وMTAR. أثبتت النتائج وجود علاقة تكامل مشترك بين سعر الصرف وأسعار النفط وفقا لاختبار إنجل وجرانجر للتكامل المشترك. بالإضافة إلى

ذلك، ظهرت علاقة تكامل مشترك غير متماثلة بين المتغيرين فقط عندما طبق المؤلفون نموذج MTAR المتسق الرابع (للزخم). لكن استخدام نماذج TAR وTAR المتسقة وMTAR العادي لم يدعما وجود التكامل المشترك غير المتماثل بين المتغيرين. لذلك، تظهر عمليات التعديل بين سعر الصرف وسعر النفط، مما يشير إلى أن ارتفاع سعر الصرف قد يختفي بشكل أسرع عندما ترتفع أسعار النفط عنه عندما تنخفض الأسعار. أي إذا ارتفع سعر النفط، يجب على الحكومة التدخل بسرعة في سوق الصرف الأجنبي من أجل العمل على استقرار تقلب سعر الصرف. في حين، عندما ينخفض سعر النفط، يمكن أن يكون التدخل أبطأ (Yiew, 2019).

**2- لمحة عامة عن سعر الصرف في الجزائر:**

مثل العديد من البلدان النامية، يمكن لقطاع النفط والغاز في الجزائر أن يساعد في رفع أو خفض سعر الصرف. اتخذت أنظمة أسعار الصرف في الجزائر عدة أشكال مختلفة على مدى العقود الستة الماضية. منذ عام 1974، تم ربط سعر صرف الدينار الجزائري بسلة من العملات وكان الدولار الأمريكي يمنح فيها وزنا كبيرا نسبيا نظرا لأهميته في عائدات تصدير النفط ودفع خدمة الدين. بعد صدمة النفط عام 1986، سمح بنك الجزائر بتخفيض قيمة الدينار الجزائري. شهد سعر الصرف في الجزائر في عام 1994 انخفاضا تدريجيا، فوفقا لتوصيات برنامج التعديل الموقع مع صندوق النقد الدولي، والذي يهدف إلى تصحيح الارتفاع الحقيقي السابق للدينار الجزائري ومنذ عام 1995، ركزت سياسة سعر الصرف الجزائري على الحفاظ على سعر الصرف الحقيقي المستقر. لذلك، تم وضع نظام تعويم مُدار في عام 1996 لتحقيق هذا الهدف من خلال سوق سعر الصرف. يتدخل بنك الجزائر في السوق بشكل دوري لتعديل سعر الصرف الحقيقي (Yahia, 2017). بعد عدة سنوات من النمو السريع في الاحتياطيات الدولية بسبب ارتفاع أسعار النفط، وجدت الجزائر نفسها تواجه مشاكل خطيرة بعد انخفاض أسعار النفط بنسبة 70% من يونيو 2008 إلى يوليو 2014 (Lopez Calix, 2016). تفاقمت هذه المشاكل الاقتصادية بسبب الإنفاق العام الهائل خلال الربيع العربي، والانخفاض الكبير في أسعار النفط بعد منتصف عام 2014 بنسبة 75% بين عامي 2014 و2016 (Lefèvre, 2017). ونتيجة لذلك، تأثر الميزان الخارجي سلبا في عام 2009 من جراء الانخفاض الكبير في أسعار النفط. بالإضافة إلى ذلك، تم استنفاد احتياطيات النقد الأجنبي بمقدار النصف، من 200 مليار دولار في عام 2014 إلى حوالي 141 مليار دولار في عام 2015، وما يقرب من 100 مليار دولار في سبتمبر 2017 (Bilal, 2019). في عام 2016، انخفض سعر الصرف الفعلي الحقيقي، لكنه لا يزال مبالغا في قيمته بشكل كبير. على الرغم من انخفاض سعر الدينار بنسبة 25% مقابل الدولار، إلا أن الانخفاض الاسمي قابله جزئيا ارتفاع الأسعار في الجزائر مقارنة بالأسعار لدى شركائها التجاريين. لا يزال سعر الصرف الفعلي الحقيقي مبالغا فيه بشكل كبير، مما قد يكون له تأثير سلبي على القدرة التنافسية للجزائر. لذلك، يجب أن يكون الانخفاض في سعر الصرف متسقا دائما مع القدرة على تحمل الديون، وهذا التطور من شأنه أن يزيد من عائدات النفط بالعملة المحلية ويقلل من الطلب على الواردات، ويمكنه أيضا استعادة استدامة المالية العامة ودعم تنويع الاقتصاد على المدى المتوسط دون تأجيج التضخم (Mouhcene Hamrit, 2019).

**2- الدراسة القياسية:**

**2-1- اختبارات التكامل المشترك غير المتماثل Enders – Siklos (ES):**

سوف نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لتقدير علاقة التوازن طويلة المدى التالية:

$$x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \cdots + \beta_n x_{nt} + \mu_t \quad (1)$$

حيث $x_{i,t}$هي المكونات الفردية، $\beta_i$ , $x_t$ هي المعلمات المقدرة، و $\mu_t$ هو حد الخطأ الذي يمكن أن يكون به ارتباطا تسلسليا. تقدير المعلمة $\rho$ يتم من خلال معادلة الانحدار التالية:

$$\Delta\mu_t = \rho\,\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

حيث $\varepsilon_t$ هو اضطراب في التشويش الأبيض، وتستخدم المخلفات في $\varepsilon_t$لتقدير المعادلة السابقة. إن رفض الفرضية الصفرية لغياب التكامل المشترك يعني ضمنيا أن سلسلة القيم المتبقية $\varepsilon_t$ مستقرة بمتوسط صفر، وهذا يعني إمكانية وجود تمثيل تصحيح الخطأ لمتغيرات النموذج القياسي المقترح (Enders, 1998):

$$\Delta x_{it} = \alpha_i(x_{1t-1} - \beta_0 - \beta_2 x_{2t-1} - \cdots - \beta_n x_{nt-1}) + \cdots + \upsilon_{it} \quad (3)$$

قد يتم تحديد كشف التكامل المشترك وامتداداته بشكل غير صحيح إذا كان التعديل "غير متماثل". لذلك من الضروري النظر في النموذج والبحث عن مواصفات بديلة لنموذج تصحيح الخطأ، قد يكون نموذج العتبة للانحدار الذاتي، مثل المعادلة:

$$\Delta\,\mu_t = \mathbb{I}_t\,\rho_1\,\mu_{t-1} + (1-\mathbb{I}_t)\rho_2\,\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

حيث:

$$\mathbb{I}_t = \begin{cases} 1\ si\ \ \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0\ si\ \ \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5)$$

$\tau$: يمثل قيمة العتبة و $\varepsilon_t$ عبارة عن سلسلة من متغيرات المتتالية العشوائية بمتوسط ثابت وتباين ثابت، حيث تكون $\mu_t$ مستقلة عن $\varepsilon_t$.

أكد كل من Petrucelli و Woolford (1984) أن الشرط الضروري والكافي لـ $\mu_t$ لكي تكون مستقرة فقط أن تكون قيم $\rho_1$ و $\rho_2$؛ أقل من الصفر، وكذلك $(1+\rho_2) + (1+\rho_1) < 1$ بالنسبة لجميع القيم (Petruccelli, 1984).

بشكل عام، قيمة $\tau$ غير معروفة ويجب تقديرها بقيم $\rho_1$ و $\rho_2$. ومع ذلك، في عدد من التطبيقات الاقتصادية، يبدو من الطبيعي أن تأخذ قيمة الصفر. أو يتم تعريفها داخليا باستخدام طريقة تشان (Chan, 1993).

المعادلات (1) و(4) و(5) تتوافق مع مجموعة متنوعة من نماذج تصحيح الأخطاء. بالنظر إلى وجود متجه واحد للتكامل المشترك في شكل المعادلة (1)، يمكن كتابة نموذج تصحيح الخطأ لأي متغير $x_{i,t}$ على النحو التالي:

$$\Delta x_{it} = \rho_{1t}\mathbb{I}_t\ \mu_{t-1} + (1-\mathbb{I}_t)\rho_{2t}\,\mu_{t-1} + \cdots + \upsilon_{it} \quad (6)$$

حيث $\rho_{1i}$ و $\rho_{2i}$ هما معاملات التعديل (أو يطلق عليهما "معدل معاملات التعديل"). هناك طريقتان مهمتان لتعديل النموذج الأساسي لعتبة التكامل المشترك (Siklos, 2001, p. 168):

1- عملية الترتيب الأعلى: يمكن استكمالها بتعديلات متأخرة لـ $\mu_t$ ، لذلك $\Delta\,\mu_t$ يتم تقديمها على النحو التالي:

$$\Delta\,\mu_t = \mathbb{I}_t\,\rho_1\,\mu_{t-1} + (1-\mathbb{I}_t)\rho_2\,\mu_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\gamma_j\,\Delta\,\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

يمكن استخدام معايير اختيار النموذج (مثل معيار معلومات AIC أو معيار المعلومات BIC) لتحديد ترتيب التأخر المناسب. لقد أظهر كل من Lukkonen، Saikkonen و Teräsvirta (1988) أن النظرية المقاربة المعتادة لا يمكن تطبيقها لاشتقاق اختبارات لاجرانج المضاعفة العادية للخطية (Luukkonen, 1988). واقترح Eitrheim و Terasevira (1996)، عبر طريقة محاكاة مونت كارلو، أن اختبار Ljung–Box لاكتشاف الارتباط الذاتي للبواقي لا يتبع توزيع $\mathcal{X}^2$ في نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية (Eitrheim, 1996).

2- مواصفات التعديل البديل: في المعادلة (5)، يعتمد مؤشر Heaviside على مستوى $\mu_{t-1}$ . اقترح Enders and Granger (1998) و Caner and Hansen (1998) تمثيلا بديلا بحيث تعتمد العتبة على التغييرات في $\mu_{t-1}$ لفترة سابقة. سيكون لدينا في وقت لاحق (Enders & Granger, 1998):

$$M_t = \begin{cases} 1\ si\ \ \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0\ si\ \ \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \qquad (8)$$

النماذج التي تم بناؤها باستخدام (2) و(5) و(10) تسمى نماذج الانحدار التلقائي المتسقة MTAR أين السلسة $\mu_t$ تعرض "مقدار الحركة" في اتجاه واحد ودون الآخر. يتكون إجراء اختبار هذا النوع من النماذج في ثلاث خطوات على النحو التالي (Mohammadi, 2012, p. 770):

1- تتمثل الخطوة الأولى في تقدير نماذج TAR و MTAR واختبار التكامل المشترك غير المتماثل. الفرضية الصفرية لعدم التكامل المشترك هي $(H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0)$، من خلال مقارنة القيم الفعلية لإحصائيات الاختبار $\Phi_\mu$ مع القيم الحرجة المقابلة لها المحسوبة بواسطة Enders و Siklos (2001). إذا رفضنا الفرضية الصفرية لغياب التكامل المشترك، ننتقل إلى الخطوة الثانية؛

2- تتمثل الخطوة الثانية من اختبار الفرضية الصفرية للتماثل، $(H_0: \rho_1 = \rho_2)$ يمكننا القيام بهذا الاختبار من خلال إحصائية فيشر، إذا تم رفض فرضية التماثل الصفرية، أي أننا نقبل فرضية التماثل البديلة وهي $(H_1: \rho_1 \neq \rho_2)$. إذا يتم إثبات أن العلاقة بين المتغيرات تأخذ الشكل غير الخطي؛

3- تتضمن الخطوة الثالثة تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل في الحالة التي يتم فيها رفض الفرضية الصفرية للتماثل، وإلا يتم بناء نموذج تصحيح الخطأ الخطي. تتكون هذه الخطوة أيضا من اختبار السببية قصيرة وطويلة المدى بين المتغيرات.

نفترض أن لدينا متغيرين $y_t$ و $x_t$ ونريد اختبار التأثيرات غير المتماثلة للتكامل غير الخطي؛ يتكون نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل من المعادلتين التاليتين:

$$\Delta y_t = I_t\ \rho_1\ \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t)\ \rho_2\ \hat{u}_{t-1} + + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i\ \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i\ \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \qquad (9)$$

$$\Delta x_t = I_t\ \tilde{\rho}_1\ \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t)\ \tilde{\rho}_2\ \hat{u}_{t-1} + + \sum_{i=1}^{k} \tilde{\alpha}_i\ \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \tilde{\beta}_i\ \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{2t} \qquad (10)$$

**2-2- المعطيات:**

يغطي بحثنا البيانات السنوية التي تغطي الفترة 1970-2018 وتشمل أسعار الصرف الفعلية الحقيقية (REER)، السعر الحقيقي للنفط (ROIL). فيما يلي وصف تفصيلي للمتغيرات:

- REER ($TCER$): سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) هو مؤشر متعدد الأطراف لأسعار المستهلك بناء على سعر الصرف الفعلي الحقيقي للعملة الوطنية، مقابل شركائها التجاريين الرئيسيين، محسوبا على النحو التالي (Hasanov, 2017, p. 7):

$$REER = NEER \times \frac{CPI^D}{CPI^F}$$

بينما $NEER$ و $CPI^D$ هما سعر الصرف الفعلي الاسمي ومؤشر أسعار المستهلك للاقتصاد الوطني؛ $CPI^F$ هو المتوسط المرجح لمؤشر أسعار المستهلك للشركاء التجاريين الرئيسيين. يتم تعريفه من حيث العملة الأجنبية لكل وحدة من العملة الوطنية، بحيث تعني الزيادة في TCER ارتفاع قيمة العملة الوطنية.

- $Roil$: متوسط السعر السنوي الحقيقي للنفط الخام الجزائري (مزيج الصحراء) يأتي بالدولار للبرميل من النشرة الإحصائية السنوية لمنظمة أوبك. يتم حساب هذا المتغير على أنه FOB لسعر برنت للنفط الخام مصححا لمؤشر أسعار المستهلك (Yiew, 2019, p. 816):

$$Roil = Noil \times \frac{NEER}{CPI^F}$$

يستخدم سعر الصرف (REER) وسعر النفط (Roil) الدولار كوحدة قياس ونختصر المتغيرين في الرمزين $ER_t$ و $ROP_t$. من الواضح أن وحدة القياس لهذين المتغيرين ليست هي نفسها (المعدل بالنسبة المئوية والأسعار بالدولار) مما يجبرنا على استخدام اللوغاريتم، حيث يتم تحويل جميع المتغيرات إلى لوغاريتمات طبيعية قبل التقدير. سوف ندرس العلاقة الديناميكية بين أسعار النفط الحقيقية وأسعار الصرف الحقيقية، بالإضافة إلى معرفة ما إذا كانت أسعار النفط هي المسبب للتغيرات في معدلات سعر الصرف في الجزائر. كل هذا بهدف دراسة إمكانية تعرض الاقتصاد الجزائري لمتلازمة العلة الهولندية. للوصول إلى اختبار الفرضيةات السابقة، وجب علينا استخدام اختبارات التكامل المشترك لنماذج العتبة TAR و MTAR.

**2-3- تطبيق نماذج العتبة TAR وMTAR:**

تقوم اختبارات التكامل المشترك التقليدية على سلسلة البواقي ( Engle و Granger، 1987) بفحص صحة فرضية المتلازمة الهولندية من خلال تقدير النموذج التالي (Mohammadi H. &.-P., 2012, p. 769):

$$LER_t = \alpha_0 + \alpha_1 LROP_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta\varepsilon_{t-i} + \nu_i$$

حيث $LER_t$ هو لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي، الذي يقيس السعر النسبي للمنتجات المحلية مقابل سلة من المنتجات الأجنبية بحيث تتوافق الزيادة في $LER_t$ مع ارتفاع سعر الصرف الحقيقي؛ $LRoil_t$ هو لوغاريتم أسعار النفط

الحقيقية؛ $\varepsilon_t$ حد الخطأ العشوائي؛ و $\alpha_1$ هي مرونة أسعار الصرف الحقيقية فيما يتعلق بأسعار النفط الحقيقية. تمثل المعادلة الأولى العلاقة طويلة الأمد بين أسعار النفط وأسعار الصرف الحقيقية ونفترض أن $\alpha_1 > 0$ .

**2-3- نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل:**

في حالة وجود تكامل مشترك بين سعر الصرف وسعر النفط الحقيقي، فإن التعديل غير المتماثل في سياق نموذج MTAR المتسق، تظهر من خلال نماذج تصحيح الخطأ غير المتماثل في المعادلتين التاليتين (Mohammadi H. J.-P., 2012, p. 770):

$$\Delta LER_t = c_1 + \delta_1^+ M_t \varepsilon_{t-1} + \delta_1^-(1 - M_t) \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{1i} \Delta LER_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{1i} \Delta LROP_{t-i} + \mu_t$$

$$\Delta LROP_t = c_2 + \delta_2^+ M_t \varepsilon_{t-1} + \delta_2^-(1 - M_t) \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{2i} \Delta LER_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{2i} \Delta LROP_{t-i} + \mu^*_t$$

بحيث تكون $\delta_1^+$ و $\delta_1^-$ معلمات سرعة التعديل لـ $\Delta LER_t$، يقيسان التعديل أعلى وأدنى من التوازن طويل المدى على التوالي، بينما $\delta_2^+$ و $\delta_2^-$ هما سرعة معاملات التعديل لـ $\Delta LROP_t$ (فوق وتحت توازنه على المدى الطويل). $c_1$ و $c_2$ حدان ثابتان. $\gamma_{1i}$ ، $\varphi_{1i}$ و $\gamma_{2i}$ ، $\varphi_{2i}$ معاملات حدود التغيير المتأخرة. في حين $\mu_t$ و $\mu^*_t$ حدا التشويش الأبيض (Thian-Hee Yiew, 2019).

**3- عرض ومناقشة نتائج الدراسة القياسية:**

**3-1- النتائج التطبيقية لنماذج TAR وMTAR:**

**3-1-1- اختبار جذر الوحدة:**

سنختبر وجود جذور الوحدة عبر اختبار Dicky Fuller Augmented (ADF) و Phillips-Perron (PP) للكشف عن استقرارية السلاسل الزمنية، وتظهر النتائج في الجدولين أدناه (على التوالي):

**جدول رقم (1) : نتائج اختبار ديكي فالر المطور ADF**

| المتغيرات | السلسلة في مستواها | | | السلسلة بعد أخذ الفرق الأول | | | الاستقرارية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | I | II | III | I | II | III | |
| $LER_t$ | 1.659 | -1.363 | -1.381 | -5.022* | -5.336* | -5.319* | I(1) |
| $LROP_t$ | 0.088 | -1.081 | -2.447 | -5.298* | -4.393* | -4.343* | I(1) |

*، **، *** معنوية عند مستوى 0%، 5%، 10% على التوالي حسب القيم الجدولية؛ ، I، II، III تعني المعادلة: بدون ثابت ، ثابت ، ثابت واتجاه على التوالي؛ **المصدر**: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على برنامج الاقتصاد القياسي Eviews 12.

**جدول رقم (2) : نتائج اختبار فليب – بيرون PP**

| المتغيرات | السلسلة في مستواها | | | السلسلة بعد أخذ الفرق الأول | | | الاستقرارية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | I | II | III | I | II | III | |
| $LER_t$ | 1.586 | -1.367 | -1.553 | -5.055* | -5.326* | -5.306* | I(1) |
| $LROP_t$ | 0.091 | -1.162 | -2.490 | -5.253* | -5.186* | -5.120* | I(1) |

*، **، *** معنوية عند مستوى 0%، 5%، 10% على التوالي حسب القيم الجدولية؛ I، II، III تعني المعادلة: بدون ثابت ، ثابت ، ثابت واتجاه على التوالي **المصدر**: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على برنامج الاقتصاد القياسي Eviews 12.

تشير نتائج الجدولين (1) و(2) إلى أن سلسلة سعر الصرف $\boldsymbol{LER_t}$ وسلسلة سعر النفط الحقيقي $\boldsymbol{LROP_t}$ ليست مستقرتين عند مستوياتهما، لكنهما تصبحان مستقرتين بعد أخذ الفروق الأولى لهما، مما يشير إلى أن هذه المتغيرات متكاملة بالترتيب (1)I. في هذه الحالة، يمكن للمرء أن يدرس احتمالات وجود علاقة التكامل المشترك (طويلة الأجل) غير خطية بين سعر الصرف وسعر النفط في الجزائر.

**3-1-2- اختبارات التكامل المشترك غير المتماثل:**

بعد الكشف عن استقرارية السلاسل الزمنية يتم تقدير علاقة التكامل المشترك طويلة الأجل كمرحلة ثانية. ويتم عرض النتائج في الجدول أدناه، لنماذج TAR وMTAR في الحالة التي تكون فيها العتبة مساوية للصفر ونماذج TAR_c وMTAR_c المتسقة إذا افترضنا ذلك أن العتبة غير معروفة على النحو التالي:

**جدول رقم (3): اختبارات التكامل المشترك غير المتماثل لـ TAR و MTAR و TAR_c و MTAR_c**

| النماذج | TAR | MTAR | TAR_c | MTAR_c |
|---|---|---|---|---|
| $\rho_1$ | -0.037 | -0.082972 | -0.026327 | -0.031 |
| $\rho_2$ | -0.221** | -0.283*** | -0.232** | -0.280** |
| $\alpha$ | 0.008 | 0.041 | -0.001 | 0.037 |
| **اللوحة 1: $H_0$ : غياب التكامل المشترك** | | | | |
| $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ | 2.738*** | 2.642*** | 2.986*** | 3.656** |
| **اللوحة 2: $H_0$ : التماثل** | | | | |
| $H_0: \rho_1 = \rho_2$ | 1.739 | 1.565 | 2.185 | 3.392*** |
| **اللوحة 3: $H_0$ : غياب الارتباط الذاتي للبواقي** | | | | |
| $Q_{LB}(10)$ | 7.548<br>(0.673) | 6.270<br>(0.792) | 7.497<br>(0.678) | 7.203<br>(0.706) |
| Seuil ($\tau$) | 0 | 0 | -0.107 | 0.026 |

**ملاحظات:** معنوية عند مستويات 1% *، 5% ** و10% *** على التوالي؛ نماذج TAR و M-TAR تشمل محدر واحد. يمثل إحصائية Q_LB Ljung-Box Q للإرتباط التسلسلي؛ مع اختبار Q_LB الذي يتم تنفيذه حتى 12 عملية تأخير. تشير AIC إلى معيار معلومات أكايكي.

**المصدر:** من إعداد الباحثين وبالاعتماد على برنامج الاقتصاد القياسي Eviews 12.

من الواضح، من الجدول رقم (3) أنه في النماذج الأربعة، يتم رفض الفرضية الصفرية التي تنص على غياب التكامل المشترك، أي يتم قبول الفرضية البديلة، وهذا يعني أن وجود التكامل المشارك بين متغيرات الدراسة سواء بالنسبة للنموذج TAR، MTAR، TAR_C عند مستوى معنوية 10% والنموذج MTAR_C عند مستوى معنوية 10%.

تتيح النتائج وفقا لهذا الاختبار أيضا إمكانية البحث إذا كان هناك دليل على التماثل أم لا؟ واختبار الفرضية الصفرية $H_0: \rho_1 = \rho_2$ وفقا لمواصفات النماذج التي تمت دراستها وبناء على المعيار F، والتي من خلالها يمكن اتخاذ قرار قبول أو رفض $H_0$. من الواضح أن الفرضية الصفرية تم قبولها، وهذا يعني وجود عملية تعديل خطي (متماثلة) للنماذج TAR وTAR_C وMTAR، حيث $F_{tabulée} > F_{calculée}$. في حين نقبل الفرضية البديلة للنموذج MTAR_C المتسق عند مستوى معنية 10%، في هذه الحالة، فإن عملية التعديل تبدو غير خطية، وهذا يعني أنها غير متماثلة.

من حيث المبدأ قيمة العتبة ($\tau$) تختلف عن الصفر، ثم اقترح Chan (1993) طريقة لتحديد هذه القيمة لنماذج TAR_C و MTAR_C المتسقة، تظهر النتائج أن $\tau = -0.107$ و $\tau = 0.026$ للنموذجين على التوالي (Chan K. , 1993). نظرا لوجود علاقة تكامل مشتركة غير متماثلة بين أسعار الصرف وأسعار النفط الفعلية من خلال تطبيق نموذج MTAR_C المتسق. نقطة التعديل $0.031-$ للصدمات الإيجابية وهي أقل في القيمة المطلقة للتعديل من الصدمات السلبية $0.280-$. هذا يعني أن الانحرافات الإيجابية الطويلة الأجل يتم القضاء عليها بنسبة 3% سنويا، في حين أن الانحرافات السلبية عن التوازن على المدى الطويل، يتم القضاء عليها بمعدل 28% كل سنة. بمعنى آخر، أن الانحرافات السلبية، تساعد بصفة أكبر العودة إلى وضعية التوازن عن الانحرافات الموجبة.

وفقا لنتائج الجدول السابق، يمكن القول أن عملية التعديل نحو التوازن أعلى بكثير بعد صدمة سلبية منه بعد صدمة إيجابية. وهذا يعني أن انخفاض قيمة أسعار الصرف الحقيقية بعد انخفاض أسعار النفط يتم القضاء بسرعة أكبر بكثير من تقييم أسعار الصرف الحقيقية بسبب زيادة أسعار النفط الحقيقية. أي إذا انخفض سعر النفط، يجب على الحكومة التدخل بسرعة أكبر في سوق الصرف الأجنبي من أجل العمل على استقرار تقلب سعر الصرف. في حين، عندما يرتفع سعر النفط، يمكن أن يكون التدخل أبطأ.

**3-1-3- تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل:**

من النتائج السابقة، يتضح أن نموذج MTAR_C المتسق هو الأفضل لتقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل. نقوم بتنفيذ آلية ECM للتعبير عن الديناميكيات التوازن غير المتماثل على المدى القصير بين السلسلتين $\Delta LER_t$ و $\Delta LROP_t$. يظهر تقدير هذا النموذج في الجدول (4) أدناه:

**الجدول رقم (4): نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل لـ (MTARc) المتسق**

| المعلمات | $\Delta LER_t$ | | $\Delta LROP_t$ | |
|---|---|---|---|---|
| | التقدير | الاحتمال | التقدير | الاحتمال |
| $c$ | 0.036 | 0.116 | 0.000 | 0.997 |
| $\gamma$ | 0.042 | 0.830 | 0.032 | 0.937 |
| $\varphi$ | 0.050 | 0.559 | 0.022 | 0.903 |
| **اللوحة 1: نموذج تصحيح الخطأ الغير متماثل:** | | | | |
| $\delta^+$ | 0.029 | 0.723 | 0.125 | 0.468 |
| $\delta^-$ | -0.088 | 0.403 | 0.511 | 0.028 |
| **اللوحة 2: الاختبارات التشخيصة:** | | | | |
| $Q_{LB}(10)$ | 3.2732 | 0.974 | 7.2745 | 0.699 |
| $DW$ | 2.002 | | 1.800 | |
| $R^2$ | 0.040 | | 0.169 | |

**المصدر**: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على برنامج الاقتصاد القياسي Eviews 12.

لا تؤكد نتائج الجدول التالي ما توصلنا إليه سابقا، سواء عندما نأخذ أسعار الصرف $\Delta LER_t$ أو أسعار النفط $\Delta LROP_t$ كمتغير داخلي، فإن جميع المعاملات ليست كبيرة (باستثناء المعامل $\delta^-$ في نموذج $\Delta LROP_t$). مثل هذا الموقف يجبرنا على إجراء اختبارات السببية الخطية وغير الخطية.

**3-2- اختبارات السببية:**

بعد التأكد من أن السلسلة ليست مستقرة عند مستوياتها؛ وأنها متكاملة من الدرجة 1 أي I(1) ، يجب أن نأخذ التفاضلات الأولى حتى نتمكن من تطبيق اختبارات السببية الخطية وغير الخطية.

**3-2-1- اختبار السببية جرانجر:**

الجدول التالي يوضح نتائج اختبار سببية جرانجر الخطية على النحو التالي:

**الجدول رقم (5): اختبار سببية جرانجر الخطية**

| اتجاه السببية | F الاحصائية | الاحتمال |
|---|---|---|
| $\Delta LROP_t \rightarrow \Delta LER_t$ | 0.216 | 0.806 |
| $\Delta LER_t \rightarrow \Delta LROP_t$ | 0.050 | 0.951 |

**المصدر:** من إعداد الباحثين وبالاعتماد على برنامج الاقتصاد القياسي Eviews 12.

تشير نتائج اختبار سببية جرانجر إلى قبول الفرضية الصفرية القائلة بأن أسعار النفط الحقيقية لا تسبب أسعار الصرف بمعنى جرانجر، لأن الاحتمال الذي يتوافق مع إحصائية F المحسوبة ليست معنوية عند مستوى 5%. كما أن أسعار الصرف لا تسبب تغيرات حقيقية في أسعار النفط. لذلك هناك غياب للسببية الخطية (جرانجر) في كلا الاتجاهين للمتغيرين.

**3-2-2- اختبار السببية غير الخطية Kyrtsou – Labys (2006):**

سنطبق هذا الاختبار غير الخطي الحديث نسبيا، لأن اكتشاف العلاقة السببية المعيارية (السببية الخطية الكلاسيكية) لا يمكننا من معرفة ما إذا كانت الصدمات الإيجابية أم السلبية في متغير تسبب المتغير الآخر أم لا ؟. من ناحية أخرى، فإن عدم وجود رابط سببي واضح (متماثل) قد لا يستبعد وجود السببية عند الأخذ في الاعتبار خصائص معينة، مثل الحالة اللاخطية (Hristu-Varsakelis D. a., 2008).

نقوم أولا بإجراء النسخة المتماثلة لاختبار Kyrtsou – Labys ، ثم ننتقل إلى الحالة غير المتماثلة (التغيرات السلبية والموجبة في أسعار النفط)، من أجل اكتشاف السببية غير الخطية بين متغيرات الدراسة القياسية على النحو التالي:

**الجدول رقم (6): اختبار السببية غير الخطية Kyrtsou – Labys**

| اتجاه السببية | F الاحصائية | الاحتمال |
|---|---|---|
| **اللوحة 1: السببية المتماثلة** | | |
| $\Delta LROP_t \rightarrow \Delta LER_t$ | 0,168 | 0,143 |
| $\Delta LER_t \rightarrow \Delta LROP_t$ | 2,251 | 0,684 |
| **اللوحة 2: السببية غير متماثلة للتغيرات السلبية في أسعار النفط الحقيقية** | | |
| $\Delta LROP_t^- \rightarrow \Delta LER_t$ | 0,054 | 0,816 |
| $\Delta LER_t \rightarrow \Delta LROP_t^-$ | 0,754 | 0,391 |
| **اللوحة 3: السببية غير متماثلة للتغيرات الموجبة في أسعار النفط الحقيقية** | | |
| $\Delta LROP_t^+ \rightarrow \Delta LER_t$ | 2,200 | 0,148 |
| $\Delta LER_t \rightarrow \Delta LROP_t^+$ | 0,155 | 0,695 |

**المصدر:** من إعداد الباحثين وبالاعتماد على برنامج Matleb 16

يمثل الجدول (6) نتائج النسخة المتماثلة وغير المتماثلة لاختبار السببية غير الخطية. المتغير السببي في حالتنا هو التغيرات في أسعار النفط الحقيقية. تشير النتائج في اللوحة 1 إلى أن الفرضية الصفرية القائلة بأن التغيرات في أسعار النفط الحقيقية لا تسبب أسعار الصرف تم قبولها بناء على إحصائية الاختبار (F = 0.168، p = 0.143) والتي ليست لها دلالة إحصائية عند مستوى معنية 5%. تشير النتائج أيضا، إلى قبول الفرضية الصفرية في الاتجاه العكسي.

اللوحة 2 و3 تشيران إلى اختبار السببية غير الخطي غير المتماثل؛ بهدف معرفة ما إذا كانت الصدمات الإيجابية والسلبية تسبب التحركات في أسعار الصرف الحقيقية في الجزائر أم لا ؟

تقدم اللوحة 2 نتائج اختبارات السببية غير المتماثلة، وفي هذه الحالة يكون المتغير السببي هو القيم السالبة في التحركات في أسعار النفط الحقيقية. حيث أظهرت النتائج أن الفرضية الصفرية القائلة بأن القيم التي تحدد التغيرات في أسعار النفط الحقيقية لا تسبب أسعار الصرف يجب قبولها بالنظر إلى أن إحصائية الاختبار (F = 0.054، p = 0.816) ليست لها دلالة إحصائية. في الاتجاه العكسي تشير النتائج إلى قبول الفرضية الصفرية أيضا، أي غياب السببية غير الخطية اللامتماثلة.

في الأخير اللوحة 3 تعرض النتائج التي تم الحصول عليها من اختبار السببية غير المتماثلة المشروط بالقيم الإيجابية للتغيرات في أسعار النفط الحقيقية. يشير إجراء هذا الاختبار إلى أن الفرضية الصفرية القائلة بأن القيم الإيجابية للتغيرات في أسعار النفط الحقيقية لا تسبب أسعار صرف مقبولة. نفس الشيء عند اختبار ما إذا كانت أسعار الصرف لا تسبب تغيرات إيجابية في أسعار النفط الحقيقية، فلا ينبغي رفضها.

- **خاتمة:**

تشير نتائج نموذج العتبة MTAR_C المتسق إلى أن أخطاء التوازن على المدى الطويل تتكيف بسرعة أكبر مع الانحرافات السلبية. ومع ذلك، فإن تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المتماثل؛ عندما تؤخذ الفروق بين سعر الصرف الحقيقي ومتغيرات أسعار النفط الحقيقية على أنها متغيرات تابعة، تظهر النتائج أن حدود تصحيح الخطأ غير المتماثل ليست مهمة، سواء تم أخذ سعر النفط كمتغير خارجي أو داخلي.

كما أن إجراء اختبارات السببية الخطية وغير الخطية أعطت نتائج أكثر أهمية. إن تطبيق اختبار جرانجر الخطي كشف على غياب وجود علاقة سببية بين أسعار النفط وأسعار الصرف الحقيقية. وبالمثل بالنسبة للاختبار غير الخطي لـKyrtsou–Labys (2006)، ومنه لا التغيرات الإيجابية أو السلبية في أسعار النفط تؤثر على أسعار الصرف.

يعود غياب العلاقة السببية من أسعار النفط نحو أسعار الصرف إلى طبيعة سياسة سعر الصرف التي يتبناها صناع القرار من خلال السياسة النقدية في الجزائر، فهي تتعلق بإستراتيجية تعقيم فائض عائدات النفط التي يتبناها المركزي. حيث أن استراتيجية تخفيض قيمة الدينار الجزائري لم تشير إلى المبالغة في تقييم العملة المحلية. وبالفعل، فقد قام بنك الجزائر بخنق فائض العملة من خلال إجراءات التعقيم بهدف قطع قناة النقل بين سعر الصرف وعائدات النفط الناتجة عن ارتفاع أسعارها.

فوفقا لتقرير البنك المركزي (2000–2008)، منذ بداية عام 1990، كانت سياسة سعر الصرف المعتمدة هي نظام التعويم المدار، مما يعني أن تثبيت سعر الصرف دون الحاجة إلى التخلي عن تحديده وفق تأثيرات الأسواق الدولية. إن

المرونة النسبية تتيح الفرصة للسلطات النقدية تعديل سعر الصرف وفق التغيرات الهيكلية ومحددات الاقتصاد الكلي، الداخلية والخارجية، في نفس الوقت (Banque d'Algérie, 2018 ).

إن سياسة رفع سعر الصرف هو الآلية الرئيسية لظاهرة العلة الهولندي بسبب وفرة الموارد الطبيعية (بالأخص النفطية) والتدفقات المالية الواردة وكذلك العملة التي تأتي من تصدير هذه الموارد. نحن نعلم أن عائدات النفط والغاز تزداد عندما تتغير أسعار النفط. إلا أنه وبناء على نتائج هذه الدراسة، فإن التقلبات في أسعار النفط لا تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف في الجزائر، الأمر الذي يلغي آلية العلة الهولندي في البلاد. تتشابه نتائج هذه الدراسة مع نتائج دراسة Mohammadi، H.، Jahan-Parvar & MR، (2012) في حالة الجزائر، عندما لم يؤكدوا أن التغيرات في أسعار النفط تؤثر على أسعار النفط.

- **قائمة المصادر والمراجع:**


1- Banque d'Algérie. (2018). **Régime de change, conduite de la politique de change et évolution du taux de change du dinar 2000-2018.** Rapport periodique (2000-2018). P 01., Alger.

2- Benhabib, A., Kamel, S. M., & Maliki, S. (2014). **The relationship between oil price and the Algerian exchange rate**. Topics in Middle Eastern and African Economies, 16(1), 127-141.

3- Bilal, B. S. (2019). **Comparing the Relationship Between Nominal and Real Effective Exchange Rates During the Last Two Devaluations in Algeria.** (0972150919844402, Ed.) Global Business Review.

4- Chan, K. (1993). **Consistency and limiting distributions of the least squares estimators of a threshold autoregressive model**. Ann Stat, 21, 520–533.

5- Chan, K. S. (1993). **Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model**. The annals of statistics, 21(1), 520-533.

6- Eitrheim, Ø. &. (1996). **Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models**. Journal of Econometrics, 74(1), 59-75.

7- Enders, W. a. (1998, 10 1). **Cointegration and Threshold Adjustment.** (L. S. University, Ed.) Retrieved from Economic Staff Paper Series:
https://pdfs.semanticscholar.org/d92a/983ddda84c76af3b49343025846d243742de.pdf

8- Enders, W., & Granger, C. (1998). **Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates.** Journal of Business & Economic Statistics, 16(3), 304-311.

9- Hasanov, F. M. (2017). **The role of oil prices in exchange rate movements: The CIS oil exporters**. Economies, 5(2), 1-18.

10- Hristu-Varsakelis, D. a. (2008). **Evidence for nonlinear asymmetric causality in US inflation, metal, and stock returns.** Discrete Dynamics in Nature and Society.

11- Lefèvre, R. (2017). **The Algerian economy from oil curse to diversification?** The Journal of North African Studies, 22(2), 177-181.

12- Lopez Calix, J. &. (2016). **Algeria: Comparing the last two oil shocks and policy responses.** opics in Middle Eastern and African Economies, 18, 117-129.

13- Luukkonen, R. S. (1988). **Testing linearity against smooth transition autoregressive models**. Biometrika, 75(3), 491-499.

14- Mohammadi, H. &.-P. (2012). **Oil prices and exchange rates in oil-exporting countries: evidence from TAR and M-TAR models**. Journal of Economics and Finance, 36(3), 766-779.

15- Mohammadi, H. J.-P. (2012). **Oil prices and exchange rates in oil-exporting countries: evidence from TAR and M-TAR models**. Journal of Economics and Finance, 36(3), 766-779.

16- Mouhcene Hamrit, S. M. (2019). **The effect of exchange rate on domestic inflation, empirical evidence from Algeria.** Strategy and Development Review, 9(16), 09-26.

17- Petruccelli, J. D. (1984). **A Threshold AR(1) Model.** Journal of Applied Probability, 21(2), 270-286.

18- Siklos, W. E. (2001). **Cointegration and Threshold Adjustment**. Journal of Business & Economic Statistics, 19(2), 166-176.

19- Thian-Hee Yiew, C.-Y. Y.-L. (2019). **Can oil prices predict the direction of exchange rate movements? An empirical and economic analysis for the case of India**. Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 32(1), 812-823.

20- Yahia, S. A. (2017). **Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate in Algeria during the period: 1980-2015**. Journal of Finance and Economics, 5(5), 211-218.

21- Yiew, T.-H. Y.-Y.-L. (2019). **Can oil prices predict the direction of exchange rate movements? An empirical and economic analysis for the case of India**. Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 32(1), 812-823