

أثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي في الميزان التجاري الجزائري: تحليل عدم التناظر باستخدام نموذج NARDL

بلهاشم مريم*

جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، الجزائر

Effect Of Real Effective Exchange Rate On Algeria's Trade Balance : Asymmetry Analysis Using The NARDL Model

Belhachem Merième

Abou Bekr Belkaid University of Tlemcen, Algeria

الاستلام: 2021/04/02؛ تاريخ المراجعة: 2021/12/14؛ القبول: 2022/06/30

ملخص:

تبحث هذه الدراسة في احتمال وجود عدم التناظر في تفاعلات الميزان التجاري مع تغيرات سعر الصرف، باستخدام البيانات الفصلية للجزائر للفترة 1988-Q1 to Q4 2019، باستخدام نموذج NARDL، وبمجرد فصل الارتفاع عن الانخفاض من خلال المجاميع الجزئية، وإدخال اللاخطية في إجراء التقدير والاختبار. تظهر النتائج القياسية الآثار المتناظرة لتغيرات أسعار الصرف على الميزان التجاري. بتعبير أدق ففي حين أن انخفاض قيمة الدينار ليس له آثار كبيرة على الميزان التجاري الجزائري فإن ارتفاع الدينار له آثار إيجابية بشكل كبير على الميزان التجاري الجزائري. قدم لنا نموذج NARDL دليلا جديدا على بطء انتقال تخفيضات أسعار الصرف إلى الميزان التجاري الجزائري. تشير هذه النتيجة إلى أن صناع السياسة لا يمكنهم أن يعتمدوا على تخفيض قيمة العملة من أجل تحسين الميزان التجاري.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الفعلي الحقيقي، الميزان التجاري، عدم التناظر، نموذج NARDL، الجزائر.

الترميز الاقتصادي (JEL): B23، F1، F31، F52، F53

Abstract:

This study examines the likelihood of asymmetry in trade balance interactions with exchange rate changes, using quarterly data from Algeria for the period 1988-Q1 to Q4 2019. For modeling, the NARDL model has been chosen. Then, we separate real appreciations from real depreciations via the partial sum concept and introduce nonlinearity into the estimation and testing procedure. Empirical findings show the symmetric effects of exchange rate changes on trade balance. More specifically, although the depreciation of the dinar has no appreciable effects on the commercial balance of Algeria, its appreciation has a significant and favorable effects. The NARDL model provide new evidence for slower transmission of exchange rate depreciations into the Algerian's trade balance. This finding suggests that policy-makers cannot hope to use currency devaluation to improve the trade balance.

Keywords: Real Effective Exchange Rate, Trade Balance, Asymmetry, NARDL model, Algeria.

Jel Classification Codes : B23, C52, F1, F31.

I- تهديد:

جاء في الأدبيات الاقتصادية أن الميزان التجاري يتفاعل مع التغيرات في سعر الصرف الحقيقي بطريقة غامضة، بحجة أن تخفيض أو انخفاض قيمة العملة يمكن أن يحسن تدهور الميزان التجاري، ومع ذلك قد يستغرق حدوث هذا التحسن وقتاً طويلاً. وبشكل عام تعرف استجابة الميزان التجاري لتخفيض قيمة العملة أو انخفاضها باسم منحنى (J-Curve) نظراً لأن تدهور الميزان التجاري يتبعه في النهاية تحسن بطريقة مشابهة للحرف J. وقامت الدراسات التجريبية بتحديد درجة تأثير تقلب أسعار الصرف على الميزان التجاري باستخدام تقنيات قياسية أقل تطوراً، وبالتالي فإن نماذج الطلب على الصادرات المستخدمة في الدراسات السابقة كانت مقيدة لسلوك السلاسل الزمنية المالية والاقتصادية، حيث تفترض هذه النماذج أن العلاقة خطية ومتناظرة في كل من الأجل القصير والطويل. وبالتالي لم تستخدم أي منهجية لاختبار الأخطاء غير المتناظرة المحتملة أو الانحرافات عن التوازن غير المتناظرة نظراً لعدم أخذ الخصائص غير الخطية بعين الاعتبار، فمن المحتمل أن تكون النماذج محددة بشكل خاطئ وتقدم استنتاجات مضللة. وكانت أول دراسة في هذا المجال هي دراسة (Bahmani-Oskooee, 1985)، حيث قدم سعر الصرف الحقيقي كأحد محددات الميزان التجاري، ووجد أن معاملات التأخر الأولي لسعر الصرف الحقيقي كانت سالبة، في حين أن المعاملات اللاحقة كانت إيجابية، مما يدعم أثر منحنى J. لكن عكس ما جاء به هذا الباحث، فإن (Rose & Yellen, 1989) أكدوا أن الطريقة المناسبة لنمذجة الميزان التجاري، هي استخدام تقنيات التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ عند اختبار منحنى J، و باستخدام نموذج الميزان التجاري الأمريكي مع ستة من شركائها التجاريين، لم تجد هذه الدراسة أي دعم لمنحنى J. إلا أن (Bahmani-Oskooee & Fariditavana, 2016) تحدى هذا المنهج بالقول أن تعديل الميزان التجاري للتوازن قد يكون غير خطي، أي أن استجابة الميزان التجاري لانخفاض سعر الصرف قد تختلف عن استجابته في حالة ارتفاعها، لذلك يتم فصل الانخفاض عن الارتفاع والتقدير بعد ذلك. فقد وجد الباحثان أن النموذج غير الخطي (NARDL) للميزان التجاري أكثر دعماً لمنحنى J من نموذج (ARDL) الخطي، ووجدوا أن تغيرات سعر الصرف الحقيقي تؤثر في الغالب على الميزان التجاري بشكل غير متناظر. ويبدو أن البحث في نموذج الميزان التجاري مثير للاهتمام، خاصة بالنسبة للجزائر لأن الدينار الجزائري قد انخفضت قيمته بسرعة في السنوات الأخيرة، فإن دعم منحنى J يعني أن صانعي السياسات يجب أن يهتموا بالحفاظ على حجم معقول من انخفاض قيمة الدينار لأنه من المحتمل تصحيح الاختلالات التجارية قصيرة الأجل على المدى الطويل.

في هذا البحث سوف نقوم بدراسة احتمال وجود عدم التناظر (Asymmetries) لهذه التأثيرات.

1. إشكالية الدراسة

هل تؤثر تغيرات سعر الصرف الفعلي الحقيقي بطريقة غير متناظرة على الميزان التجاري في الجزائر؟

2. فرضية الدراسة

يوجد آثار غير متناظرة (Asymmetric Effects) لتقلبات سعر الصرف على الميزان التجاري.

3. أهداف الدراسة

- معرفة وتحليل أثر تغيرات (انخفاض/ارتفاع) سعر الصرف في الميزان التجاري في الجزائر.
- الوصول إلى معرفة مدى فعالية سياسة التخفيض التي تنتهجها الجزائر.

4. منهجية الدراسة

اعتمدت الدراسة في الجانب النظري على المنهج التحليلي الوصفي من أجل وصف التجارة الخارجية للجزائر، وحالة رصيد الميزان التجاري. أما في الجانب التطبيقي فتم استخدام الأسلوب القياسي من أجل اختبار الفرضية والإجابة عن الإشكالية المطروحة. وذلك من خلال استخدام نموذج قياسي حديث وهو نموذج NARDL. وتم اختيار هذا النموذج نظرا لأنه أثبت فعاليته في تحليل ظاهرة منحني J ، وكذلك تحليل سعر الصرف الفعلي الحقيقي إلى مجاميع جزئية موجبة تمثل ارتفاع سعر الصرف ومجاميع جزئية سالبة تمثل انخفاضه، مما يسمح بتحليل أثر كل من الارتفاع والانخفاض في سعر الصرف على الميزان التجاري، كما أن معظم الدراسات السابقة التي قامت بتحليل عدم التناظر بالنسبة لأثر سعر الصرف على الميزان التجاري استخدمت NARDL.

5. الدراسات السابقة

1.5 دراسة K. Doroodian (1999)

بحثت هذه الدراسة في تحليل أثر تقلبات أسعار الصرف في التجارة الخارجية لعدد من الدول النامية، وهي (الهند، ماليزيا، كوريا الجنوبية). خلال الفترة الممتدة ما بين (Q2 1973 – Q3 1996) حيث استخدمت هذه الدراسة نموذج (ARMA-GARCH model) كجزء هام من التقديرات التجريبية. كان الهدف الرئيسي من البحث هو معرفة ما إذا كان هنالك آثار سلبية لتقلبات سعر الصرف الحقيقي على صادرات الدول المختارة. خلصت نتائج الدراسة إلى أن قياس عدم اليقين عن طريق نموذج (GARCH) له تأثير سلبي ومهم من الناحية الإحصائية على تدفقات التجارة الخارجية.

2.5 دراسة Sin-Yu Ho (2017)

قامت هذه الدراسة وباستخدام بيانات ربع سنوية لجنوب إفريقيا وشركائها التجاريين الرئيسيين (الصين وألمانيا والهند واليابان والمملكة المتحدة والولايات المتحدة)، وذلك من أجل البحث في اختبار منحني J-curve، جاءت النتائج مدعمة للمواصفات غير الخطية لظاهرة منحني "J" في جميع الحالات، إلا أنه قد تم العثور على مواصفات خطية لدعم منحني J-curve بالنسبة لبعض الدول وهي (الهند والولايات المتحدة). كما وجدت تأثيرات لا خطية مهمة للتقلبات التي تحدث في سعر الصرف الحقيقي الفعلي على الميزان التجاري لجنوب إفريقيا.

3.5 دراسة Mohsen Bahmani-Oskooee, Ferda Halicioglu (2016)

في هذه الدراسة قام الباحثان بتقدير نموذج ARDL الخطي ونموذج NARDL غير الخطي بين تركيا وكل من شركائها التجاريين الأحد عشر. تم استخدام البيانات الفصلية خلال الفترة 1-1980: 4-2014 من أجل إمكانية وجود لا خطية (nonlinearity) وعدم التناظر (Asymmetry) في تأثيرات تقلبات أسعار الصرف على الميزان التجاري، وذلك بفصل ارتفاع سعر الصرف (REER) عن الانخفاض من خلال مفهوم المجاميع الجزئية وإدخال اللا خطية في إجراء التقدير والاختبار، دلت النتائج على وجود لا تناظر في تأثيرات تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري

التركي، وبتعبير أدق فإن ارتفاع الليرة ليس له آثار كبيرة على الموازين التجارية الثنائية لتركيا، أما انخفاض قيمة الليرة فله آثار إيجابية بشكل كبير على الميزان التجاري لتركيا مع شركائها الأوروبيين (فرنسا وألمانيا وإيطاليا والبرتغال وبريطانيا). كذلك وجدا أيضا دليلا على J-Curve، أي أن التدهور قصير المدى في الميزان التجاري يصحبه تحسن على المدى الطويل، وذلك فقط بسبب الانخفاض الحقيقي والتعديل غير الخطي.

4.5 دراسة (Bahmani-Oskooee Mohsen & Harvey Hanafiah 2017)

في هذه الدراسة قام الباحثان بتقييم الآثار قصيرة المدى وطويلة المدى لتغيرات أسعار الصرف على الموازين التجارية الثنائية لسنغافورة مع 11 من شركائها، من خلال تطبيق نموذج NARDL غير الخطي، الذي يفصل بين الارتفاع والانخفاض، وجد أن تغيرات أسعار الصرف لها تأثيرات غير متناظرة على المدى القصير في معظم النماذج. ومع ذلك استمرت التأثيرات قصيرة المدى في المدى الطويل في بعض النماذج على المدى الطويل، بينما يؤدي انخفاض قيمة العملة إلى تحسين الميزان التجاري لسنغافورة مع الولايات المتحدة، فإنه يضرها مع ماليزيا والصين.

5.5 دراسة (Bahmani-Oskooee Mohsen, Aftab Muhammad 2017)

في هذه الدراسة قام الباحثان بدراسة وتحليل أثر تقلبات سعر الصرف على الميزان التجاري ما بين ماليزيا والصين، بالأخذ في الاعتبار الميزان التجاري لـ 59 صناعة تتداول بين البلدين، واستخدما نموذج NARDL غير الخطي لإظهار أن ما يقرب من ثلث الصناعات تأثرت عن طريق انخفاض رينجت مقابل اليوان بطريقة غير متناظرة. تم العثور على أكبر صناعة والتي تمثل أكثر من 25 % من التجارة، استفادت من انخفاض قيمة الرينجت بينما لا تتأثر من الارتفاع.

6. الإطار النظري

1.6 السياسات التجارية في الجزائر

مرت التجارة الخارجية في الجزائر بعدة مراحل أهمها مرحلة الرقابة التي فرضتها الدولة وذلك بعد الاستقلال مباشرة ودام ذلك ما بين (1962-1969) نظرا للوضعية الاقتصادية والاجتماعية المتدهورة التي كانت عليها الجزائر بعد الاستقلال. ولقد اتبعت الجزائر في هذه المرحلة النظام الاشتراكي حيث قامت بتأميم قطاع التجارة ووضعت قيودا على السلع والمنتجات التي يجب تصديرها وتلك التي يجب استيرادها. ومن أجل سياسة الرقابة التي اتبعتها الجزائر في حماية التجارة الخارجية فإنها استخدمت آليات مختلفة، منها الرقابة على الصرف والتعريف الجمركية، وكذا نظام الحصص. وفي المرحلة الثانية أي الفترة (1970-1978). حيث تميزت هذه المرحلة بارتفاع كبير في حصيلة الصادرات بسبب ارتفاع أسعار البترول، كما أنها تميزت بارتفاع الواردات، لأن الجزائر عرفت في هذه الفترة تبني عدة مخططات تنموية، من أجل إنشاء قاعدة صناعية. ونظرا للنقائص التي عرفت الجزائر في الأدوات وسياسة الرقابة والاحتكار التي استعملتها بعد هاتين المرحلتين، وذلك مع بداية 1979 فقد حاولت تحسين تلك الإجراءات الرقابية والتنظيمية، لكن الأزمة النفطية العالمية لسنة 1986 أدت إلى تدهور الاقتصاد الجزائري المعتمد في مجمله على صادرات المحروقات. أما فيما يخص مرحلة تحرير التجارة الخارجية للجزائر، فقد كانت ضرورة ملحة، كان على الدولة انتهازها كسياسة تجارية جديدة، تسعى إلى القضاء على المشاكل الاقتصادية التي عانت منها الجزائر، حيث تعتمد هذه السياسة على حرية السوق والانفتاح على العالم الخارجي. وتم إطلاق برامج إصلاحية

لتحرير التجارة الخارجية، وترك المجال للمؤسسات واعتبارها كشريك اقتصادي ذو استقلالية عن الدولة، والقضاء على احتكار هذه الأخيرة للتجارة الخارجية، ما عدا القطاعات التي تتسم باستراتيجية كبيرة.

2.6 تطور حجم التجارة الخارجية في الجزائر وحالة الميزان التجاري من (1974-2016)

من خلال المنحنى في شكل رقم (1)، نلاحظ أن التجارة الخارجية في الجزائر عرفت ارتفاعا منذ 1974 وذلك إلى غاية سنة 1981 لتتخفض بعد ذلك خلال سنتين، ثم تتعافى لتنتعش بداية من سنة 1992. ولقد سجل الميزان التجاري فائضا سنة 1974 بقيمة 1277 مليار دولار أمريكي كنتيجة لارتفاع أسعار البترول، لكن ومنذ سنة 1975 إلى غاية سنة 1979 ظهر العجز المستمر في الميزان التجاري والسبب يرجع إلى العجز في ميزان الخدمات والدخول. وفي سنة 1980 حقق الميزان التجاري فائضا بقيمة 249 مليون دولار وفائض بقيمة 85 مليون دولار في سنة 1981، نتيجة التحسن في أسعار النفط، لكن في سنة 1982 سجل عجزا قدر بـ 184 مليون دولار بسبب انخفاض عائدات البترول، فسرعان ما ارتفعت أسعار النفط سنتي 1984 و 1985 فحقق الميزان التجاري فائضا، إلا أنه وبسبب الأزمة النفطية العالمية سنة 1986 انخفضت عائدات البترول فسجل الميزان التجاري عجزا قدره 2230 مليار دولار أمريكي (رحموني، 2012). وفي الفترة (1990-2000) حقق الميزان التجاري فائضا مستمرا ما عدا سنة 1994 وسنة 1995، حيث بلغ رصيده سنة 1990 قيمة 2336 مليون دولار وبلغ سنة 1991 قيمة 4420 مليون دولار وذلك بسبب ارتفاع أسعار البترول وارتفاع الطلب عليه. وحقق رصيد الميزان التجاري عجزا قدر بـ 1025 مليون دولار سنة 1994، وانخفضت قيمة الصادرات في نفس السنة إلى 9365 مليون دولار، ويرجع سبب هذا العجز إلى انخفاض أسعار البترول، وارتفعت الواردات إلى 8788 مليون دولار بسبب ارتفاع واردات سلع التجهيز والمواد الأولية. وفي سنة 2000 بلغ رصيد الميزان التجاري قيمة 13 مليار دولار. وحقق أكبر رصيد له على الإطلاق سنة 2008 بقيمة 40 مليار دولار، بسبب ارتفاع أسعار البترول والتي بلغت 147 دولار للبرميل، لكن وفي نفس السنة سجل انخفاضا حيث بلغ قيمة 5900 مليون دولار. وفي الفترة ما بين (2010-2014) سجل الميزان التجاري رصيدا موجبا بقيمة 16580 مليون دولار سنة 2010، وانخفض رصيده إلى 9946 مليون دولار سنة 2013 وقيمة 4306 سنة 2014، وسبب هذا الانخفاض هو تدني قيمة الصادرات سنة 2014 إلى 62974 مليون دولار، كما تميزت هذه الفترة بارتفاع كبير في الواردات، والسبب في ذلك هو تحرير التجارة الخارجية من القيود التعريفية وغير التعريفية، التسهيلات الممنوحة للمستوردين، وكذا ارتفاع واردات التجهيزات الصناعية، وفي سنة 2016 سجل الميزان التجاري رصيدا سالبا بقيمة 16784 مليون دولار بسبب تدني أسعار البترول (عابي، 2018).

II- الطريقة والأدوات

1. النماذج والمقاربات القياسية

1.1 منهجية ARDL للتكامل المشترك

نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة Autoregressive Distributed Lag Model، والمطور من قبل (Pesaran, et al., 2001)، حيث يشترط نموذج ARDL على خصائص السلسلة الزمنية لمجموعة البيانات، ألا تكون رتبة تكامل أحد المتغيرات $I(2)$ ، لذلك في البداية يجب علينا التحقق في ترتيب التكامل. وذلك من أجل

تجنب النتائج الزائفة، ومن أجل أن نتأكد من وجود علاقة طويلة الأجل سنستعمل اختبار الحدود Bound Test Approach. ويتميز هذا النموذج أيضا بكونه يسمح بتقدير العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل ضمن معادلة واحدة، ويكتب نموذج ARDL على النحو التالي:

$$\Delta Y_t = \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

حيث

λ_1 ، λ_2 : معاملات العلاقة طويلة الأجل؛ a_i ، b_j : معاملات العلاقة قصيرة الأجل، يجب أن يكون معامل تصحيح الخطأ λ_1 سالبا ومعنوياً.

Δ : الفروق الأولى للمتغيرات؛ p و q : فترات الإبطاء الزمني Lags للمتغيرات، ε_t : حد الخطأ العشوائي.

ويتم اختبار علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في المعادلة (1) حسب الفروض التالية:

بالنسبة للفرضية العدمية عدم وجود تكامل مشترك:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = 0$$

الفرضية البديلة وجود تكامل مشترك:

$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq 0$$

إن رفض الفرضية العدمية يعتمد على مقارنة إحصائية فيشر F-statistic المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة، فإذا كانت قيمة فيشر F-statistic المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى يتم رفض الفرضية العدمية وبالمقابل يتم قبول الفرضية البديلة ونقول أن هناك تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة. أما في حالة تكون قيمة F-statistic المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى للقيم الحرجة يتم قبول الفرضية العدمية بعدم وجود التكامل المشترك.

في البداية سوف نقوم بتطبيق نموذج ARDL (Pesaran et al. (2001 الخطي بحيث يأخذ نموذجنا الصيغة

التالية:

$$\begin{aligned} \Delta LTB_t = & C + \beta_1 LTB_{t-1} + \beta_2 LGDP_{t-1} + \beta_3 LOILP_{t-1} + \beta_4 LINFL_{t-1} + \beta_5 LREER_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta LTB_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q1} a_{2i} \Delta LGDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q2} a_{3i} \Delta LOILP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} a_{4i} \Delta LINFL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} a_{5i} \Delta LREER_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1) \dots$$

حيث

(LTB) : الميزان التجاري $(\frac{X}{M})$ ؛ $LGDP$: الناتج الداخلي الخام للفرد ؛ $LOILP$: أسعار البترول ؛ $LINFL$:

معدل التغير في التضخم ؛ $LREER$: سعر الصرف الفعلي الحقيقي ؛ ε_t : حد الخطأ العشوائي.

ان مجرد افتراض أن تأثيرات تغيرات أو تقلبات سعر الصرف متناظرة، فإن ذلك يعني عدم وجود تأثير لمنحنى "J" (Bahmani-Oskooee, M., Fariditavana, & H, 2015)، لكن وبمجرد فصل الانخفاض عن الارتفاع لسعر الصرف الفعلي الحقيقي، والقيام باختبار آثار كل واحد منهما على حدى في الميزان التجاري. لذلك يمكن أن يكون هناك تأثير كبير ومعنوي لانخفاض قيمة العملة، في حين أن الارتفاع قد لا يكون له تأثير معنوي. معنى ذلك أن هناك تأثيرات غير متناظرة لتقلبات سعر الصرف على الميزان التجاري. ويمكن تحقيق ذلك من خلال تحليل سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) إلى مجاميع جزئية موجبة (ارتفاع) ومجاميع جزئية سالبة (انخفاض) (positive (appreciation) and negative (depreciation) partial sums)

وتبعاً لـ (Mohsen & Halicioglu, 2016) على النحو التالي:

$$POS = LREER_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta LREER_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta LREER_j, 0)$$

$$NEG = LREER_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta LREER_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta LREER_j, 0)$$

وتبعاً لـ (Shin, et al., 2014) وبتعويض $LREER$ في المعادلة (1) بـ POS و NEG يصبح نموذج NARDL كما يلي:

$$\Delta TB_t = C + \lambda_1 TB_{t-1} + \lambda_2 GDP_{t-1} + \lambda_3 OILP_{t-1} + \lambda_4 INFL_{t-1} + \lambda_5 POS_{t-1} + \lambda_6 NEG_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta TB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} a_{2i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} a_{3i} \Delta OILP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} a_{4i} \Delta INFL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} a_{5i} \Delta POS_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} a_{6i} \Delta NEG_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots(2)$$

يمكن اختبار وتحليل ما إذا كانت هناك تأثيرات غير متناظرة (asymmetric) أو متناظرة (symmetric) على الميزان التجاري الجزائري، فبمجرد تقدير المعادلة (2) يتم مقارنة تقديرات a_5 مع تقديرات a_6 في المدى القصير، أما في المدى الطويل فيتم مقارنة تقديرات λ_5 بتقديرات λ_6 لمعرفة ما إذا كان هناك عدم تناظر أم لا. فإذا كانت تقديرات a_5 أو a_6 سالبة أو غير معنوية، لكن تقديرات λ_5 أو λ_6 موجبة ومعنوية، سوف يكون هناك دعم لمنحنى (J-Curve).

2. متغيرات الدراسة

سنستخدم كلا من المتغيرات المتمثلة في سعر الصرف الفعلي الحقيقي (REER) وذلك حسب توفر المعطيات الربع سنوية، والتي احتجنا لها بدلا من المعطيات السنوية (من أجل الحصول على عدد أكبر من المشاهدات) لتطبيق

نموذج NARDL وذلك خلال الفترة (1988-Q1 إلى 2019-Q4)، مع العلم أنه تم استخدام قيم التغير في التضخم بدلا من قيم التضخم حسب توفر البيانات ربع سنوية. سعر الصرف الفعلي الحقيقي تم الحصول عليه من موقع (FRED, s.d.)، بيانات الناتج المحلي الإجمالي (GDP) تم تحويلها من بيانات سنوية إلى بيانات ربع سنوية عن طريق Eviews، أما باقي المتغيرات والمتمثلة في رصيد الميزان التجاري (TB) وأسعار البترول (OILP) ومؤشر أسعار الاستهلاك (CPI) فتم الحصول عليها من التقارير الفصلية لبنك الجزائر.

III- النتائج ومناقشتها

1. النتائج القياسية

1.1 تقدير نموذج ARDL

1.1.1 نتائج الاستقرارية لاختبارات جذر الوحدة

قبل التقدير يجب التأكد أولا من أنه لا يوجد متغير يستقر في $I(2)$ وإلا لن نستطيع تقدير نموذج ARDL أو NARDL. حيث يهدف هذا الاختبار إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من رصيد الميزان التجاري وسعر الصرف الفعلي الحقيقي والناتج المحلي وأسعار البترول والتضخم، والتأكد من سكونها ورتبة تكامل كل متغير. تشير نتائج اختبار الاستقرارية من خلال الجدول رقم (1) أن المتغيرات مستقرة بعد إجراء الفروق الأولى، مما يمنحنا دعما لاستخدام نموذج (ARDL).

2.1.1 نتائج تقدير نموذج ARDL

1.2.1.1 اختبار التكامل المشترك

لاختبار علاقة التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة لا بد من تقدير نموذج (ARDL)، وقد تم الاعتماد على معيار (AIC) لتحديد فترات الإبطاء الزمني المثلى، بحيث يتم اختيار النموذج الذي يحق القيمة الأدنى لمعيار (AIC)، وفي هذه الدراسة تم اختيار النموذج (5, 1, 5, 0, 4). من خلال الجدول رقم (2) نلاحظ أن إحصائية F-statistic المحسوبة تساوي (6.259229)، وهي أكبر من قيم الحدود العليا لقيم إحصائية F عند كل مستويات المعنوية (1%، 2.5%، 5%، 10%)، والقيمة هذه هي أكبر من القيمة الجدولية (أنظر Pesaran et al, (2001), P300)، مما يدل على وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج.

2.2.1.1 تقدير علاقة التكامل المشترك في الأجل الطويل

من خلال نتائج الجدول رقم (2) يتبين أن أسعار البترول (OILP) لها تأثير سالب ومعنوي حيث أن زيادة أسعار البترول بـ 1% يرتفع رصيد الميزان التجاري بـ 141.3%، وبالنسبة للتضخم فآثره سالب ومعنوي، فكلما ارتفع التضخم بـ 1% ينخفض رصيد الميزان التجاري بـ 155.9%، أما سعر الصرف الفعلي الحقيقي فتأثيره سالب ومعنوي لكن ضئيل فكلما ارتفع سعر الصرف بـ 1% ينخفض رصيد الميزان التجاري بـ 21.2%، أما الناتج المحلي فتأثيره سالب وغير معنوي، فكلما ارتفع الناتج المحلي بـ 1% ينخفض رصيد الميزان التجاري بـ 0.21%.

3.2.1.1 تقدير معامل تصحيح الخطأ ECT

من خلال الجدول رقم (2) تظهر النتائج أن معامل تصحيح الخطأ ECT قيمته تساوي (-0.13) وهو معنوي إحصائيا عند مستوى معنوية أقل من 1%، مما يؤكد وجود علاقة توازن طويلة الأجل. وتبين قيمة معامل تصحيح

الخطأ أن 13% من الاختلال قصير الأجل في الميزان التجاري يمكن تصحيحه باتجاه العلاقة طويلة الأجل عند حدوث أي تغيير أو صدمة في المتغيرات المفسرة.

4.2.1.1 اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج

وبعد ذلك نأتي إلى اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج، لاختبار مدى استقرارية المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات قصيرة الأجل. ومن أجل ذلك تم استخدام كلا من اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM واختبار المجموع التراكمي لمربع البواقي المعاودة CUSUM of Squares، حيث نلاحظ أن الرسم البياني لكلا الاختبارين يقع داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، وبهذا يتم قبول الفرضية العدمية التي تنص على استقرارية جميع معاملات النموذج. (أنظر الشكل رقم 2 والشكل رقم 3).

5.2.1.1 الاختبارات التشخيصية لمدى صلاحية النموذج

ومن أجل التأكد من صلاحية النموذج قمنا بعدة اختبارات، أهمها اختبار عدم وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء، حيث أظهر لنا اختبار (LM test) اتضح أن: $Prob.Chi-Square(2) = 0.4753$ وهي أكبر من 0.05 وبالتالي نقبل الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

بالنسبة لاختبار التوزيع الطبيعي للبواقي فإن قيمة الاحتمال لاختبار (Jarque-Bera) بلغت 0.7542 وهي أكبر من 0.05 وعليه نقبل فرض العدم الذي ينص على أن البواقي موزعة توزيعاً طبيعياً.

أما بالنسبة لاختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج فإن اختبار (Ramsey RESET) يشير إلى أن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم ملائمة الشكل الدالي وذلك لأن: $Prob = 0.1047$ (أكبر من 0.05).

2.1 تقدير نموذج NARDL

1.2.1 نتائج اختبار جذر الوحدة للاخطية KSS Unit Root Test Results of nonlinearity

بما أن نموذج (NARDL) هو نموذج غير خطي فيجب استخدام اختبار جذر الوحدة خاص بالعلاقات اللاخطية، لذلك سيتم استخدام اختبار (KSS). يتم مقارنة (t) المحسوبة مع القيمة الحرجة المقاربة لإحصائية Kapetanios (tNL). (أنظر (Kapetanios, et al., 2003)).

من خلال نتائج الجدول (3) وعند مستوى معنوية 5% نستنتج ما يلي:

(t) المحسوبة = 0.20 وهي أصغر من (t) الجدولية والتي تساوي -2.22 (بالقيمة المطلقة) عند مستوى المعنوية 5% (من جدول Kapetanios, et al. 2003, P364) وبالتالي يتم قبول الفرضية العدمية بوجود جذر الوحدة وبالتالي سلسلة TB غير مستقرة في المستوى لذلك نقوم بإجراء الفرق الأول. وبذلك حصلنا على أن (TB) مستقرة عند الفرق الأول حيث أن (t) المحسوبة = 5.04 وهي أكبر من (t) الجدولية. ونفس الشيء بالنسبة لباقي المتغيرات، فهي لم تستقر في المستوى واستقرت بعد إجراء الفرق الأول لكل منها. وبالتالي نستطيع استخدام وتطبيق نموذج NARDL.

ومن أجل اختبار ما إذا كانت هناك علاقة لا خطية بين المتغير REER والمتغير التابع TB، يتم إنشاء سلسلة الفروق الأولى للمتغير التابع كخطوة أولى وأيضا الفروق الأولى للمتغيرات المستقلة، ثم بعد ذلك يتم إنشاء سلسلة موجبة (POS) وسلسلة سالبة (NEG) للمتغير (REER)، من أجل معرفة ما إذا كان هناك تأثير غير متناظر (Asymmetry Effect)، لكن يجب إجراء اختبار التكامل المشترك، وإلا سيكون التقدير زائفاً، أي يجب أن يتحقق التكامل المشترك (Bahmani-Oskooee, Halicioglu (2016)).

2.2.1. نتائج تقدير نموذج NARDL (5, 1, 1, 5, 0, 4)

1.2.2.1 اختبار التكامل المشترك

من خلال الجدول رقم (4) نلاحظ أن إحصائية F-statistic المحسوبة تساوي (7.7543)، وهي أكبر من قيم الحدود العليا لقيم إحصائية F عند كل مستويات المعنوية (1%، 2.5%، 5%، 10%)، والقيمة هذه هي أكبر من القيمة الجدولية (أنظر Pesaran et al, (2001), P300)، مما يدل على وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج.

بعد ذلك ومن خلال تقدير نموذج (NARDL) في الجدول (4) يظهر لنا أن (NEG) والذي يمثل لنا تخفيض قيمة العملة له تأثير في المدى القصير ويستمر في الأجل الطويل لكنه غير معنوي إحصائياً، أما المتغير (POS) فله تأثير في الأجل القصير ويستمر في المدى الطويل، مع ملاحظة أن تأثيره معنوي في كلا الحالتين.

ومن نتائج التقدير أيضاً وجدنا أن معاملات الأجل الطويل لـ POS و NEG في معادلة الأجل الطويل هي كما يلي:

$$LTB = 5.635 + 0.011LGDP + 1.658LCPI - 1.859LOILP + 1.220POS - 0.158NEG$$

ومعنى هذا أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعلي بنسبة 1% يؤدي إلى ارتفاع في رصيد الميزان التجاري بـ 122 %، وأن انخفاض سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض رصيد الميزان التجاري بـ 15.8%.

2.2.2.1 اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج

أظهر اختبارا الاستقرار الهيكلي للنموذج CUSUM و CUSUM of Square، ومن خلال الرسم البياني لكلا الاختبارين والذي يقع داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، أنه يتم قبول الفرضية العدمية التي تنص على استقرارية جميع معاملات النموذج. (أنظر الشكل رقم 4 والشكل رقم 5).

3.2.2.1 الاختبارات التشخيصية لمدى صلاحية النموذج

أظهر لنا اختبار (LM test) أن: $Prob. Chi-Square (2) = 0.63$ وهي أكبر من 0.05 وبالتالي نقبل الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

بالنسبة لاختبار التوزيع الطبيعي للبواقي فإن قيمة الاحتمال لاختبار (Jarque-Bera) بلغت 0.6788 وهي أكبر من 0.05 وعليه نقبل فرض العدم الذي ينص على أن البواقي موزعة توزيعاً طبيعياً.

أما اختبار (Ramsey RESET) يشير إلى أن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم ملائمة الشكل الدالي وذلك لأن: $Prob = 0.3652$ أكبر من 0.05).

3.1 اختبار وجود عدم التناظر: Testing The Presence Of Asymmetry

يعرف في الأدبيات الاقتصادية أن تخفيض أو انخفاض قيمة العملة يمكن أن يحسن تدهور الميزان التجاري. إلا أنه قد يستغرق هذا التحسن وقتاً طويلاً لحدوثه. حيث أكد (Bahmani-Oskooee and Fariditavana (2016) أن تعديل الميزان التجاري نحو التوازن قد يكون غير خطي. وهذا يعني أن استجابة الميزان التجاري للانخفاض قد تختلف عن الارتفاع، وبالتالي دعماً للأثر غير المتناظر لتقلبات سعر الصرف على الميزان التجاري. أي أن التغير الموجب والتغير السالب في سعر الصرف الفعلي الحقيقي لهما تأثير طويل الأجل على رصيد الميزان التجاري. فإذا كان معامل التأثير السالب والموجب متساويين فهذا يعني وجود تناظر، مما يلقي الشك في قدرة تخفيض قيمة العملة للاحتفاظ

بحساب جاري إيجابي وتحقيق شرط Marshall-Leaner. في حين إن كانا مختلفين فهذا دليل على عدم التناظر. ومن أجل ذلك يتم استخدام اختبار Wald-Test.

من خلال نتائج الجدول رقم (5) أظهرت نتائج هذا الاختبار أنه يتم قبول الفرضية العدمية القائلة بوجود تناظر (symmetry) لأن P-value أكبر من 5%، أي أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي له آثار متناظرة على الميزان التجاري الجزائري.

2. مناقشة النتائج

بعد تقدير النموذج الخطي نموذج (ARDL)، تكشف النتائج أن في المدى القصير والطويل فإن أغلب المعاملات ذات معنوية إحصائية عند مختلف التأخرات (lags). ويوضح اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية اختبار الحدود، أن إحصائية F-statistic المحسوبة تساوي (6.259229)، وهي أكبر من القيمة الجدولية (أنظر Pesaran et al, (2001)، مما يدل على وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج. كما أظهرت النتائج أن معامل تصحيح الخطأ ECT قد ظهر بإشارة سالبة عند مستوى معنوية أقل من 1%، مما يؤكد وجود علاقة توازن طويلة الأجل، حيث تساوي قيمة المعامل (-0.13)، وهو معامل ضئيل، والذي يرفض تعديل المتغيرات بطريقة خطية (Bahmani-Oskooee, Halicioglu (2016). أما بالنسبة لسعر الصرف الفعلي الحقيقي فله تأثير أيضا في المدى القصير والطويل وهو تأثير سالب إلا أن معامل غير معنوي في الأجل القصير، ومعنوي في الأجل الطويل عند 10%، هذا يعني أن التغير في سعر الصرف ليس له تأثير معنوي أو ذو أهمية على الميزان التجاري. يمكن أن يكون هذا بسبب افتراض أن له تأثير متناظر، في هذه الحالة تم فصل الارتفاع عن انخفاض قيمة العملة واختبار الآثار غير المتناظرة لتغيرات سعر الصرف باستخدام نموذج غير خطي. وتحقيقاً لهذه الغاية قامت الباحثة بتقدير نموذج (NARDL). بين لنا تقدير نموذج (NARDL) أن المتغير الذي يمثل تخفيض قيمة العملة (NEG) تأثيره غير معنوي في الأجلين القصير والطويل وهذا دليل على أن تخفيض قيمة الدينار لا يحسن الميزان التجاري الجزائري. أما المتغير (POS) فله تأثير في الأجل القصير ويستمر في المدى الطويل، مع ملاحظة أن تأثيره معنوي في كلا الحالتين. أي أن ارتفاع سعر صرف الدينار له تأثير على الميزان التجاري الجزائري. من خلال نتائج تقدير اختبار Wald-Test تم قبول الفرضية العدمية القائلة بوجود تناظر (symmetry) لأن P-value أكبر من 5%، وبذلك نستطيع القول أن هناك تناظر في التأثير طويل المدى لتغيرات سعر الصرف الفعلي الحقيقي على رصيد الميزان التجاري الجزائري.

3. مقارنة النتائج بين الدراسة الحالية وبعض الدراسات السابقة

أهم ما توصلت إليه هذه الدراسة هو عدم وجود لظاهرة منحنى 'J' كما تم العثور على الآثار المتناظرة لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري الجزائري، وأن تخفيض قيمة الدينار لا يساعد في تحسين الميزان التجاري، وهي نتيجة مخالفة لما جاء في دراسة (Mohsen Bahmani-Oskooee, Ferda Halicioglu (2016) والتي وجد من خلالها الباحثان دعماً لمنحنى J ووجود عدم التناظر لآثار سعر الصرف على الميزان التجاري في تركيا وشركائها التجاريين، كما أكدت الدراسة على فعالية تخفيض قيمة الليرة التركية في تحسين الميزان التجاري التركي.

أما نتائج دراسة (Bahmani-Oskooee Mohsen & Harvey Hanafiah, 2017) (فجاء جزء منها مخالف لما توصلت إليه دراستنا الحالية والجزء الآخر مطابق لها، فقد توصلت الدراسة إلى أن تخفيض قيمة العملة لا يؤدي إلى تحسين الميزان التجاري وهي نتيجة تتطابق مع نتيجة دراستنا. من خلال مقارنة نتائج هذه الدراسة مع نتائج الدراسات السابقة والتي في معظمها قد درست موازين تجارية لدول صناعية لا تعتمد على المحروقات كما هو الشأن بالنسبة للاقتصاد الجزائري، فربما كان لخصوصية الاقتصاد الجزائري الريعي دور في اختلاف النتائج.

IV- الخلاصة

كان الهدف الأساسي من هذه الورقة البحثية هو دراسة ما إذا كان هناك وجود لآثار غير متناظرة (Asymmetric Effects) لتغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري، مستخدمين من أجل ذلك نموذج (NARDL) وهو نموذج لخطي.

فقد قامت الباحثة بفصل ارتفاع سعر الصرف عن الانخفاض، وقدرت أثر كل واحد منهما بمعزل عن الآخر على الميزان التجاري، فوجدت أن ارتفاع سعر صرف الدينار له أثر معنوي على الميزان التجاري. أما بالنسبة لعدم التناظر فقد أظهرت النتائج وجود تناظر لأثر تغيرات سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري الجزائري. وبالتالي ومن خلال النتائج القياسية نستنتج عدم صحة فرضية البحث القائلة بوجود لا تناظر لأثر تغيرات سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري الجزائري. وهذه النتيجة تتنافى مع نتائج الدراسات السابقة المقدمة. نستطيع أن نقول أن تغيرات سعر الصرف ليس لها تأثير كبير على المدى القصير أو الطويل على الميزان التجاري. فقد قدم لنا نموذج (NARDL) المقدّر دليلاً جديداً على بقاء انتقال انخفاض أسعار الصرف إلى الميزان التجاري للبلد، والذي يدعم بشكل جزئي فرضية المرض الهولندي. كما أظهرت النتائج أنه يجب الاعتماد على نماذج غير خطية لدراسة وتحليل سعر الصرف والميزان التجاري، حيث يجب على صانعي السياسات في الجزائر الاعتماد على نماذج تسمح بتعديل غير خطي لأسعار الصرف. حيث أكدت لنا في هذا البحث عدم جدوى سياسة تخفيض قيمة العملة في إعادة توازن الميزان التجاري الجزائري.

إن ما توصلت إليه هذه الدراسة من نتائج والتي جاءت في معظمها مخالفة لما توصلت إليه الدراسات السابقة، تستدعي البحث أكثر في هذا الموضوع باستخدام نماذج قياسية أخرى ربما تكون أكثر فعالية من نموذج (NARDL) لأن الاقتصاد الجزائري له خصوصيته، حيث يعتمد على المحروقات بنسبة كبيرة وهذا يؤثر على الميزان التجاري، لأن ارتفاع أسعار البترول قد يحدث فائضا في الميزان التجاري مما يحدث خلافا فيه، كما أن عملة الدولار الأمريكي لها تأثير في ذلك أيضا. كذلك يجب البحث أكثر في المعطيات أو البيانات فقد شكلت للباحثة في هذه الدراسة عائقا كبيرا لعدم توفرها كلها، وهذا يؤثر على نتائج البحث بشكل كبير. لأن النموذج غير الخطي المستخدم في هذه الدراسة يتطلب عدد مشاهدات يفوق المئة مشاهدة.

الإحالات والمراجع:

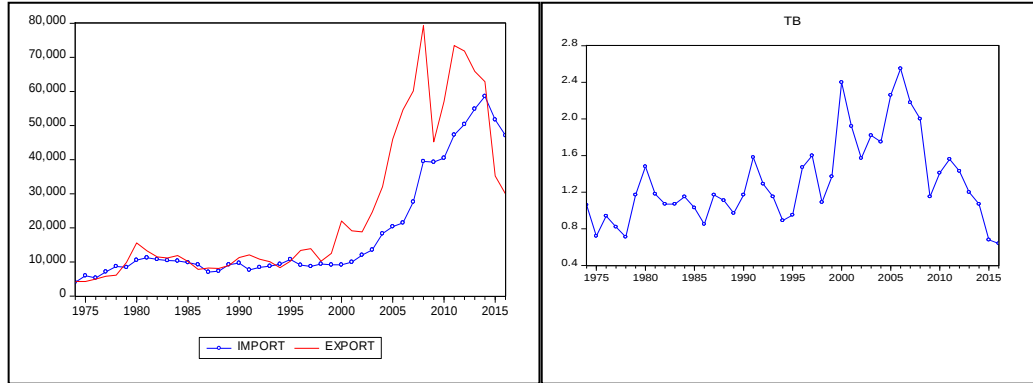
- رحموني، س. (2012). تطور حالة ميزان المدفوعات الجزائري خلال الفترة 1988 - 2007. مجلة الاجتهاد للدراسات القانونية والاقتصادية، المركز الجامعي تامنغست. 297 - 298.
- عابي. (2018). حماية البيئة وتحرير التجارة الخارجية في إطار المنظمة العالمية للتجارة دراسة حالة الجزائر. أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية - 285 , 288. جامعة فرحات عباس، سطيف 1، الجزائر.
- Bahmani-Oskooee. (1985). Devaluation and the J-Curve: some evidence from LDCs. *Review of Economics and Statistics*. 500-504.
- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL Approach and the J-Curve Phenomenon. . *Open Economies Review*, 51-70.
- Bahmani-Oskooee, M., Fariditavana, a., & H. (2015). Nonlinear ARDL Approach, Asymmetric Effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies*, 42(3), 519-530.
- FRED. (s.d.). *Federal Reserve Bank of ST. LOUIS*. Récupéré sur <https://fred.stlouisfed.org/tags/series?t=cpi%3Bquarterly>
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics* 112, P359 – 379. doi:10.1016/j.phpro.2010.07.015.
- Mohsen, B.-O., & Halicioglu, F. (2017). Asymmetric effects of exchange rate changes on Turkish bilateral trade balances. *Economic Systems, Elsevier*, 41(2), 279-296. Récupéré sur <http://dx.doi.org/doi:10.1016/j.ecosys.2016.07.001>
- Pesaran, M.H, Shin, Y, Smith, a., & R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 289-326.
- Rose, A., & Yellen, a. (1989). Is there a J-curve? *Journal of Monetary Economics*. 24-53.
- Shin, Y., Yu, B.C., Greenwood-Nimmo, and, & M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework. *Econometric Methods and Applications*. ed. / William Horrace; Robin Sickles. New York : Springer, 2014, p. 281-314.

Referrals and references:

- Aabi Walid(2018). Protection of the environment and liberalization of foreign trade within the framework of the World Trade Organization, a case study of Algeria, Thesis in economic sciences, University of Setif1, Algeria, 285-288.
- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL Approach and the J-Curve Phenomenon. . *Open Economies Review*, 51-70.
- Bahmani-Oskooee, M., Fariditavana, a., & H. (2015). Nonlinear ARDL Approach, Asymmetric Effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies*, 42(3), 519-530.
- Bahmani-Oskooee. (1985). Devaluation and the J-Curve: some evidence from LDCs. *Review of Economics and Statistics*. 500-504.
- FRED. (s.d.). *Federal Reserve Bank of ST. LOUIS*. Récupéré sur <https://fred.stlouisfed.org/tags/series?t=cpi%3Bquarterly>
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics* 112, P359 – 379. doi:10.1016/j.phpro.2010.07.015.
- Mohsen, B.-O., & Halicioglu, F. (2017). Asymmetric effects of exchange rate changes on Turkish bilateral trade balances. *Economic Systems, Elsevier*, 41(2), 279-296. Récupéré sur <http://dx.doi.org/doi:10.1016/j.ecosys.2016.07.001>
- Pesaran, M.H, Shin, Y, Smith, a., & R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 289-326.
- Rahmouni Sid Ahmed, The evolution of the Algerian balance of payments during the period 1988 - 2007. *ALJtihad Review* , 1(1), 295-316. <https://www.asjp.cerist.dz/en/article/7556>.
- Rose, A., & Yellen, a. (1989). Is there a J-curve? *Journal of Monetary Economics*. 24-53.
- Shin, Y., Yu, B.C., Greenwood-Nimmo, and, & M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework. *Econometric Methods and Applications*. ed. / William Horrace; Robin Sickles. New York : Springer, 2014, p. 281-314.

الملاحق

شكل رقم (1): تطور رصيد الميزان التجاري والتجارة الخارجية للجزائر للفترة (1974-2016)



المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام Eviews10

الجدول رقم (1): نتائج اختبارات جذر الوحدة لـ Phillips & Perron و Augmented Dickey-Fuller

ADF							
المتغيرات	المستوىLevel		الفرق الأول1st difference		درجة		
	بقاطع	بقاطع ومتجه	ومتجه	بقاطع	بدون قاطع ومتجه	التكامل	
						Order of Integration I(d)	
TB	-0.6254	-1.8547	-1.2541	-9.5898***	-6.2541***	I(1)	
OILP	-1.3265	-1.5124	0.5623	-10.1254***	-10.1123***	I(1)	
CPI	-	-	-	-7.6524***	-7.2541***	I(1)	
REER	7.3254**	7.3652***	1.2541***	-11.7612***	-10.3265***	I(1)	
GDP	-1.3652	-1.9854	0.3265	-9.9625***	-9.8598***	I(1)	
Phillips&Perron							
المتغيرات	المستوىLevel		الفرق الأول1st difference		درجة		
	بقاطع	بقاطع ومتجه	ومتجه	بقاطع	بدون قاطع ومتجه	التكامل	
						Order of Integration I(d)	
LTB	-0.7421	-1.9654	-1.5421	-10.5874***	-10.6541***	I(1)	
LOILP	-1.9856	-1.5874	0.7521	-10.6584***	-10.6589***	I(1)	
LCPI	-7.6524	-7.7514	-1.6543	-7.9265***	-7.9251***	I(1)	
LREER	-2.8547	-2.5478	-3.6254	-11.8578***	-11.4578***	I(1)	
LGDP	-1.3985	-2.3214	1.1202	-9.9699***	-9.9541***	I(1)	

***، **، * : معنوية عند 1%، 5%، 10% على التوالي

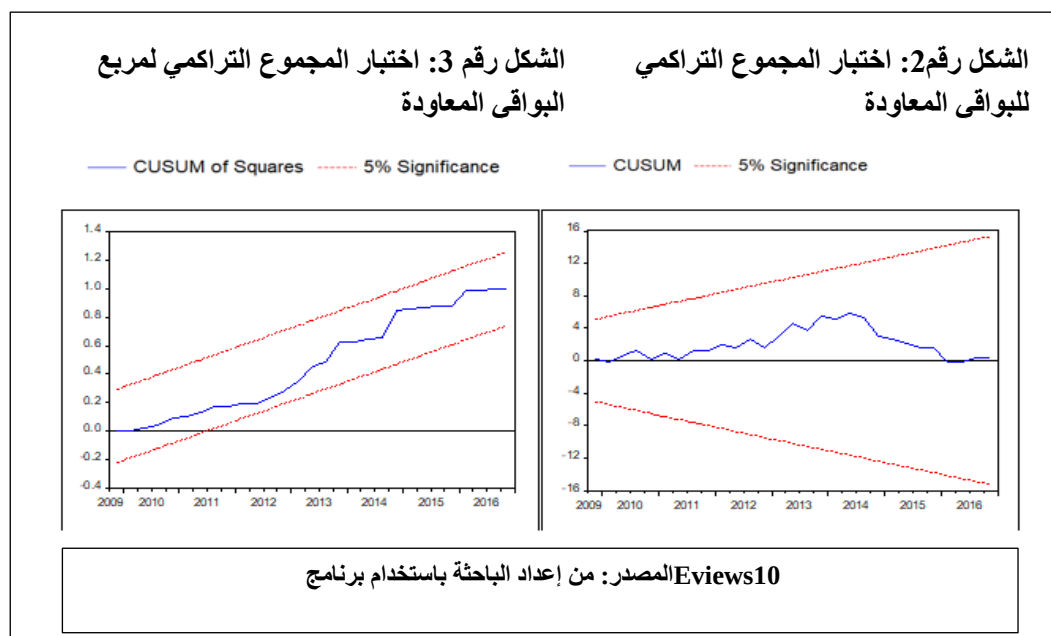
المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews10

الجدول رقم (2) نتائج تقدير نموذج ARDL (5, 1, 5, 0,4)
(LTB dependent variable)

Panel A: Short-run estimates based on order of ARDL AIC (5, 1, 5, 0,4)							
Lags							
	0	1	2	3	4	5	
ΔLTB		-0.245*** [-3.254]	0.120*** [4.654]	0.522*** [2.326]	0.478*** [3.584]		
ΔLGDP							
ΔLCPI	0.365 [0.695]	-0.215 [-1.254]	-0.195** [-1.369]	-0.216** [-0.698]			
ΔLOILP	0.184*** [4.695]	0.548*** [3.854]	0.412** [2.658]	0.013 [0.102]	-0.854** [-2.254]		
ΔLREER	-0.223 [-1.236]	0.633 [0.564]	-0.215 [-3.542]				
Panel B: Long-run estimates							
LGDP	-0.0021 [-0.275]						
LCPI	-1.559*** [-5.295]						
LOILP	1.413** [3.384]						
LREER	-0.212* [-2.326]						
Panel C: Diagnostic statistics							
F	ECM ₍₋₁₎	LM	CUSUM	CUSUMQ	Jarque-Bera	RESE	Adj.R ²
6.259229	(-0.13)*** [-5.761]	0.4753 [1.363]	stable	stable	0.7542	T 0.1047	0.71

***, **, * : معنوية عند 1%, 5%, 10% على التوالي، القيم بين عارضتين تمثل قيم t-statistic

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews10



الجدول رقم (3): نتائج اختبار جذر الوحدة (KSS) Unit Root Test Results

السلسلة	KSS	الاحتمالية	درجة التكامل I(d)
TB	5.04	0.0000	I(1)
OILP	7.98	0.0000	I(1)
CPI	11.81	0.0000	I(1)
REER	12.83-	0.0000	I(1)
GDP	16.10	0.0000	I(1)

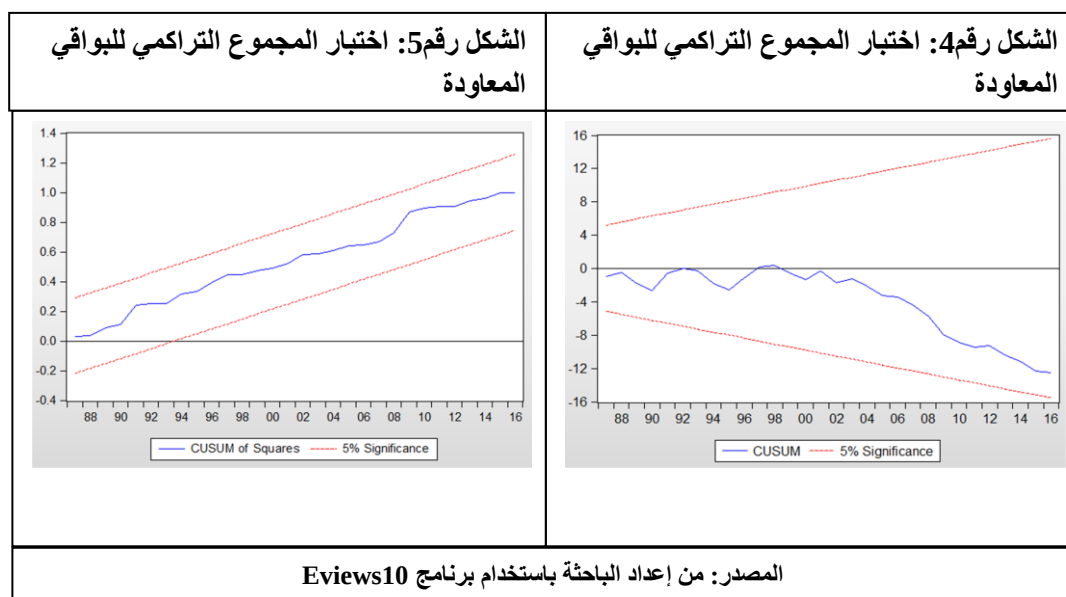
المصدر: من إعداد الباحثة ببرنامج Eviews

الجدول رقم (4): نتائج تقدير نموذج NARDL (5, 1, 1, 5, 0,4) (LTB dependent variable)

Part II Panel A: Short-run estimates based on order of NARDL AIC (5, 1, 1, 5, 0,4)						
Lags						
	0	1	2	3	4	5
ΔLTB	0.365- [-0.548]	-0.912 [-1.213]	-0.082 [-0.09]	0.096*** [0.122]	0.785*** [0.854]	
ΔLGDP	*0.002 [0.011]					
ΔLCPI	0.058** [0.069]	-0.179 [-0.0954]	-0.255 [-0.521]	-0.236 [-0.321]	0.658 [0.699]	
ΔLOILP	0.311** [2.421]	0.847* [2.912]	0.587** [2.632]	-0.698 [-2.712]	-0.411** [-3.462]	
ΔPOS	0.415** [3.521]					
ΔNEG	0.215 [0.325]	0.655 [0.754]				
Panel B: Long-run estimates						
Constant	5.635 [5.965]					
LGDP	0.011 [0.056]					
LCPI	1.658*** [4.854]	1.639** [4.361]				
LOILP	-1.859*** [-3.362]	1.987* [3.362]				
POS	1.220** [3.654]	-1.412** [-2.954]				
NEG	-0.158 [-0.251]	0.087 [0.125]				
Panel C: Diagnostic statistics						
F	ECM(-1)	LM	CUSUM	CUSUMQ	Jarque-Bera	RESET Adj.R2
7.7543	(-0.15)*** [-8.523]	0.63 [1.653]	stable	stable	0.6788	0.3652 0.58

***، **، * : معنوية عند 1%، 5%، 10% على التوالي، القيم بين عارضتين تمثل قيم t-statistic

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews10



الجدول رقم (5): نتائج تقدير اختبار Wald-Test

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-1.2958	84	0.8754
F-statistic	0.2145	(1,84)	0.8754
Chi-square	0.5487	1	0.8752

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews10

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA:

مريم بلهاشم . (2022). أثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي في الميزان التجاري الجزائري: تحليل عدم التناظر باستخدام نموذج NARDL، مجلة رؤى اقتصادية، 12(01)، جامعة الوادي، الجزائر، صص 20-36.

يتم الاحتفاظ بحقوق التأليف والنشر لجميع الأوراق المنشورة في هذه المجلة من قبل المؤلفين المعنيين بموجب رخصة المشاع الإبداعي نسب

(CC BY-NC 4.0) المصنف - غير تجاري، 4.0 رخصة عمومية دولية.



Roa Iktissadia Review is licensed under a Creative Commons Attribution-Non Commercial license 4.0 International License. Libraries Resource Directory. We are listed under Research Associations category