# أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري في الجزائر
# باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)
# للفترة الممتدة من: 1990- 2019.

# *the impact of exchange rate changes on the balance of trade in Algeria; Using the Autoregressive Distributed Time-Lapse (ARDL) model For the period from: 1990 - 2019*

**د. نورالدين عبدالقادر[1]*** 

[1] المركز الجامعي آفلو (الجزائر)، a.noureddine@cu-aflou.dz

تاريخ الاستلام: 2021/05/01 تاريخ القبول: 2021/06/01 تاريخ النشر: 2021/06/30

**ملخص:**

تهدف هذه الدراسة إلى إيجاد العلاقات طويلة الأجل والقصيرة الأجل بين الميزان التجاري وسعر الصرف الفعلي الحقيقي ومعدل التضخم وأسعار النفط للفترة 1990 إلى 2019 في الجزائر، باستخدام منهجية اختبار الحدود(Bounds Testing Approach) لاختبار التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model)، في إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، تشير نتائج اختبار الحدود إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الميزان التجاري ومتغيرات الدراسة؛ أظهرت النتائج أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي ومعدل التضخم يرتبطان سلبا بالميزان التجاري على المدى الطويل والقصير؛ إلا أن سعر النفط يؤثر ايجابا على الميزان التجاري في الأجل القصير؛ إلا أننا لا نجد علاقة طويلة الأجل بين الميزان التجاري وأسعار النفط. كما تشير النتائج التي توصلنا إليها أيضا إلى أن شرط Marshal-Lerner للميزان التجاري لا يصمد حتى على المدى القصير.

**الكلمات المفتاحية:** الميزان التجاري، سعر الصرف الاسمي الحقيقي، معدل التضخم، أسعار النفط، شرط مارشال ليرنر.

**تصنيف JEL:** E31 ؛ E42؛ E43؛ F32؛ Q43.

*المؤلف المرسل

**Abstract:**

*This study aims to find the long-term and short-term relationships between the trade balance, the real effective exchange rate, the inflation rate and the oil prices for the period 1990 to 2019 in Algeria, using the Bounds Testing Approach to test the joint complementarity, and the Error Correction Model. Under the ARDL model, the boundary test results indicate a long-term equilibrium relationship between trade balance and study variables; The results showed that the real effective exchange rate and the rate of inflation are negatively related to the trade balance in the long and short term. However, the price of oil positively affects the trade balance in the short term. However, we do not find a long-term relationship between the trade balance and oil prices. Our findings also indicate that the Marshal-Lerner trade balance condition does not hold up even in the short term.*

**Keywords**: *Trade Balance, Real Nominal Exchange Rate, Inflation Rate, Oil Prices, Marshall-Lerner Clause.*

**Jel Classification Codes:** E31; E42; E43; F32; Q43.

**1. مقدمة:**

لأسعار الصرف مكانة هامة في اقتصاديات الدول وخاصة في مجال التجارة الخارجية؛ والذي يزيد من فعالية أسعار الصرف الطابع الدولي الذي تتسم به أسواق صرف العملات فسعر الصرف يعد مؤشرا هاما ومتغيرا أساسيا لحالة الاقتصاد العامة لأي بلد، ذلك أنه يلعب دورا بارزا في قدرة الاقتصاد التنافسية وبالتالي تحديد وضعية رصيد ميزان المدفوعات وبالضبط تطور الصادرات والواردات ومعدلات النمو الاقتصادي.

بالنظر لحالة الجزائر والتي سجل الميزان التجاري عجزا بلغ 1.5 مليار دولار أمريكي خلال الثلاثي الأول لـ2020 مقابل 1.19 مليار دولار خلال نفس الفترة من 2019 بارتفاع بلغ 21.26 بالمائة، وتظهر تقارير البنك المركزي أن قيمة الصادرات الجزائرية بلغت 7.62 مليار دولار خلال الثلاثي الأول من العام الجاري، مقابل 10.14 مليار دولار أمريكي في نفس الفترة من العام الفارط، مسجلة بذلك تراجعا بنسبة 24.89 بالمائة. وبخصوص الواردات، فقد بلغت تكلفتها الإجمالية 12.9 مليار دولار، مقابل 33.11 مليار دولار، حيث تقلصت كذلك بنسبة 52.19 بالمائة. لذا نجد أنه من الضروري توسيع البحث في ميزان المدفوعات الجزائري وخاصة الجانب المهم فيه؛ رصيد الميزان التجاري، عن طريق

دراسة العوامل المؤثرة فيه سلبا وايجابا، ولعل أهم مؤشر مؤثر في الميزان التجاري هي التقلبات المستمرة لسعر الصرف الاسمي الحقيقي؛ بالإضافة لبعض المؤشرات الاقتصادية الكلية.

**1.1.إشكالية الدراسة:** أمام وضعية الميزان التجاري الجزائري المتدهورة من سنة لأخرى. فإنه يحق لنا أن نطرح التساؤل التالي:

**ما أثر تغيرات سعر الصرف الاسمي الحقيقي على وضعية الميزان التجاري، وانعكاس ذلك على وضعية ميزان المدفوعات؟**

**2.1.فرضيات الدراسة:** إلى جانب تأثير أسعار الصرف الاسمية الحقيقية على الميزان التجاري؛ هنالك عوامل أخرى تؤثر على وضعية الميزان التجاري.

- تؤثر تغيرات سعر الصرف الاسمي الحقيقي على وضعية الميزان التجاري تأثير سلبي؛
- تؤثر تغيرات معدلات التضخم على وضعية الميزان التجاري تأثير سلبي؛
- تؤثر تغيرات أسعار الصرف على وضعية الميزان التجاري تأثير ايجابي؛

**3.1. أهمية الدراسة:** تبرز أهمية البحث من خلال الأهمية والدور الذي تلعبه أسعار الصرف الاسمية الحقيقية على الميزان التجاري من خلال أداءها وفعاليتها في تحقيق رصيد ايجابي لميزان المدفوعات على المدى القصير والطويل، كما يعتبر سعر الصرف من أهم المتغيرات النقدية لأنه يؤثر بصورة مباشرة على المؤشرات المالية والاقتصادية الأخرى؛ لذلك تتبناه الدول لعلاج بعض المشاكل الاقتصادية؛ خاصة تلك الدول التي تعاني من شح الموارد من العملات الأجنبية باعتبار أن قوة اقتصاد أي بلد يرتبط ارتباطا وثيقا بسعر صرف عملته الوطنية أمام العملات الأجنبية الأخرى.

**4.1. أهداف الدراسة:** تهدف هذه الدراسة إلى تقدير العوامل الرئيسية التي تؤثر في الميزان التجاري الجزائري وتحديدها عن طريق:

- التعرف على الطرق الحديثة المستخدمة في قياس أثر التغير في سعر الصرف الاسمي الحقيقي على الميزان التجاري في الأجلين الطويل والقصير وذلك من خلال استخدام منهجية الانحدار الذاتي وتوزيع الإبطاء ARDL، لبيان العلاقة التوازنية.
- تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لقياس سرعة التعديل في الأجل القصير للوصول للتوازن في الأجل الطويل في النموذج الديناميكي.
- اختبار مدى تأثير كل من معدل التضخم وأسعار النفط على الميزان التجاري.

**2. الدراسات السابقة:**

حضي هذا البحث باهتمام بالغ من قبل الكثير من الاقتصاديين، حيث اهتموا بدراسة آثار تغيرات سعر الصرف وبعض المتغيرات الكلية على ميزان المدفوعات في المدى القصير والمدى الطويل. وفيما يلي سوف نستعرض البعض من هذه الدراسات:

**1.2 دراسة (Yuen-Ling, Wai-Mun, & Geoi-Mei, 2009):**

تتمثل هذه الدراسة في تحديد العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري في ماليزيا من عام 1955 إلى 2006. باستخدام تقنيات التكامل المشترك، واختبار السببية لـEngle-Granger، ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM). النتائج الرئيسية لهذه الورقة هي:

(أ) وجود علاقة طويلة المدى بين الميزان التجاري وسعر الصرف. كما تُظهر المتغيرات المهمة الأخرى التي تحدد الميزان التجاري مثل الدخل المحلي علاقة إيجابية طويلة المدى بين الأرصدة التجارية، ويُظهر الدخل الأجنبي علاقة سلبية طويلة المدى.

(ب) يعتبر سعر الصرف الحقيقي متغيرا مهما للميزان التجاري، لذا سيتحسن تخفيض قيمة العملة للتأثير على الميزان التجاري على المدى الطويل، وبالتالي يتوافق مع حالة Marshall-Lerner.

(ج) تشير النتائج إلى عدم وجود تأثير J Curve (يعبر عن الطريقة التي يتدهور بها الميزان التجاري لبلد ما في البداية بعد تخفيض قيمة عملته، ثم يتعافى بسرعة ويتجاوز أخيرا أدائه السابق) في حالة ماليزيا.

**2.2 دراسة (Ogutu, 2014):**

في هذه الدراسة تم اختبار العلاقة طويلة المدى بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري في كينيا باستخدام بيانات السلاسل الزمنية السنوية من 1963 إلى 2013. والاعتماد على نموذج متجه الانحدار الذاتي ونموذج تصحيح الخطأ، النتائج بينت أنه لم يكن لنظام سعر الصرف أي تأثير على الميزان التجاري. وبالتالي؛ أوصت الدراسة أن صانعوا السياسات يحتاجوا إلى ضمان الاستقرار والقدرة التنافسية العالية لسعر الصرف الحقيقي؛ لتحقيق التوازن التجاري المواتي في كينيا.

**3.2 دراسة (Sharma & Tiwari, 2015):**

تبحث هذه الدراسة في تأثير تقلبات العملة الهندية على التجارة الخارجية في الهند. باستخدام البيانات الشهرية عن الفترة من أفريل 1997 إلى ديسمبر 2012 وبمساعدة نموذج الانحدار. أظهرت النتائج أن تقلبات أسعار الصرف لها تأثير سلبي كبير على الميزان التجاري، كما أظهرت الدراسة أن ارتفاع قيمة العملة المحلية يجعل أسعار الصادرات المحلية مرتفعة بالنسبة للأجانب؛ بينما الواردات

الأجنبية أرخص بالنسبة للمقيمين داخل الهند. وهذا يؤدي إلى انخفاض الصادرات وارتفاع الواردات. والعكس هو الصحيح بالنسبة للاستهلاك. لذلك، تشير الدراسة إلى أن ارتفاع قيمة العملة يؤدي إلى انخفاض في الميزان التجاري (تقليل فائض الحساب الجاري أو تعميق العجز) والعكس صحيح.

**4.2 دراسة (بشيشي، 2016):**

تهدف هاته الدراسة إلى قياس أثر قناة سعر الصرف على التوازن الخارجي في الجزائر، حيث استخدم في الدراسة اختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ لـ Granger وEngle في المدى القصير والطويل، وقد بينت الدراسة أن هناك علاقة طويلة الأجل ومتكاملة بين قناة سعر الصرف وميزان المدفوعات، وقد تبين من خلال النموذج المستخدم في الدراسة أن هناك علاقة عكسية بين سعر الصرف وميزان المدفوعات في الأجل القصير والطويل. كما تبين من خلال الدراسة أن استقرار سعر الصرف يتأثر بدرجة كبيرة بتغير أسعار النفط.

**5.2 دراسة (السواعي، 2017):**

بحثت هذه الدارسة العلاقتين قصيرة المدى وطويلة المدى بين الميزان التجاري والدخل وعرض النقد وسعر الصرف الحقيقي الفعال لحالة الاقتصاد الأردني، باستخدام منهجية اختبار الحدود (Bounds Testing Approach) لاختبار التكامل المشترك، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM)، في إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) ؛ للتحقق من وجود علاقة توازنية في المدى الطويل بين الميزان التجاري ومحدداته خلال الفترة 1976- 2013. وأشارت نتيجة اختبار الحدود إلى وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين المتغيرات. وتوصلت النتائج إلى أن عرض النقد والدخل يلعبان دورا قويا في تحديد سلوك الميزان التجاري، كما يساعد سعر الصرف في تحسين الميزان التجاري.

**6.2 دراسة (Kurtović, 2017):**

تهدف هذه الورقة إلى التحقيق في تأثير انخفاض سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري لألبانيا باستخدام بيانات ربع سنوية من 1994 إلى 2015. تم استخدام منهج التكامل المشترك لاختبار الحدود ونموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM). أظهرت نتائج الدراسة وجود تكامل مشترك طويل الأجل بين انخفاض سعر الصرف الفعلي الحقيقي والميزان التجاري. وعلى وجه

التحديد؛ يؤثر انخفاض سعر الصرف الفعلي الحقيقي بشكل إيجابي على الميزان التجاري لألبانيا على المدى الطويل والمدى القصير مما يشير إلى ضعف وجود تأثير لـ J Curve.

**7.2 دراسة (Akorli, 2017):**

في هذه الدراسة تم اختبار تأثير أسعار الصرف على الميزان التجاري لغانا. باستخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلك والناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف الفعلي الحقيقي. بالاستعانة ببيانات زمنية سنوية من 1980 إلى 2016. عن طريق اختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. تشير نتائج الدراسة إلى أن سعر الصرف له تأثير سلبي على الميزان التجاري على المدى الطويل، بينما تم الكشف عن تأثير الناتج المحلي الإجمالي بشكل سلبي على الميزان التجاري، مما يشير إلى أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي تؤدي إلى تدهور الميزان التجاري باعتباره اقتصادا يعتمد على الاستيراد . بينما مؤشر أسعار المستهلك له تأثيرات إيجابية على الميزان التجاري.

**8.2 دراسة (أويابة و خليل، 2018):**

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل أثر التضخم وسعر الصرف على ميزان المدفوعات في الجزائر خلال الفترة (1990- 2016)، باستخدام مجموعة من العلاقات الاقتصادية التي تصاغ عادة بصيغ رياضية لتوضيح سلوك هذه العلاقات، أظهرت نتائج الدراسة أن الزيادة في معدلات التضخم تؤدي إلى زيادة في عجز ميزان المدفوعات، وانخفاض قيمة الدينار الجزائري تؤدي كذلك إلى زيادة العجز في ميزان المدفوعات، كما أن معدلات التضخم المحلي وسعر الصرف لم تكن هي المؤثر الأهم والوحيد على ميزان المدفوعات الجزائري إذ أن هناك عوامل أخرى تؤثر عليه.

**9.2 دراسة (Vinh & Duong, 2019):**

في هذه الدراسة تم اختبار تأثير تقلب سعر الصرف على الصادرات في فيتنام باستخدام بيانات ربع سنوية من الربع الأول من عام 2000 إلى الربع الرابع من عام 2014. باستخدام نموذج (ARDL) لتحليل تقلبات أسعار الصرف والصادرات وتأثير الاستهلاك والدخل الأجنبي على صادرات فيتنام. تُظهر النتائج أن تقلبات سعر الصرف تؤثر سلبا على حجم الصادرات على المدى الطويل كما هو متوقع. كما يؤثر انخفاض قيمة العملة المحلية على الصادرات سلبا على المدى القصير، ولكن بشكل إيجابي على المدى الطويل، بما يتوافق مع تأثير J Curve. إلا أن الزيادة في الدخل الحقيقي

الأجنبي يقلل في الواقع من حجم الصادرات الفيتنامية. لذلك أوصت الدراسة بتقوية نظام سعر الصرف وتعزيز الصادرات الفيتنامية.

**3. عرض منهجية الدراسة والمتغيرات:**

**1.3 متغيرات الدراسة:**

في هذه الدراسة سنقوم باختبار تأثير التقلبات التي عرفها سعر صرف الدينار الجزائري على وضعية الميزان التجاري باعتباره المكون الأساس لميزان المدفوعات الجزائري، بالإضافة لبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية؛ كمتغير معدل التضخم وتأثيره على الميزان التجاري باعتبار الاقتصاد الجزائري اقتصاد قائم على الاستيراد خاصة المواد الأولية، ومتغير أسعار النفط باعتبار المحروقات تمثل نسبة 94% من مجموع الصادرات، خلال الفترة الممتدة من سنة 1990 إلى سنة 2019، وهذا باستخدام بيانات السلاسل الزمنية التي تغطي هاته الفترة؛ والتي تحصلنا عليها من مختلف المصادر الرسمية والمتمثلة في تقارير البنك المركزي السنوية؛ ومنظمة الدول المصدرة للبترول OPEC.

إذن؛ استنادا إلى الدراسات السابقة التي تم استعراضها أعلاه، يتم اختبار علاقة الميزان التجاري؛ وثلاث متغيرات للاقتصاد الكلي، والتي تأخذ شكل المعادلة الموسعة التالية:

$$\left(X/M\right)_t = f(ER_t\ , INF_t\ , OP_t\ )$$

عادة ما يتم قياس الميزان التجاري بالفرق بين قيمة إجمالي الصادرات وقيمة الواردات الإجمالية، وفي هذه الدراسة تم قياس الميزان التجاري(المتغير التابع) كنسبة قيمة الصادرات$(\boldsymbol{X})$ على قيمة الواردات$(\boldsymbol{M})$ أو نسبة $\boldsymbol{X}$ على $\boldsymbol{M}$ أي $\left(\boldsymbol{X/M}\right)$ أو عكسها، وهي مستخدمة على نطاق واسع في العديد من الدراسات التجريبية لعلاقة الميزان التجاري- سعر الصرف، مثل دراسة Bahmani-Oskooee and Brooks (1999), Lal and Lowinger (2001), and Onafowora (2003)، وهذه النسبة هي الأفضل لأنها، ليست حساسة لوحدات القياس كاللوغاريتم، ويمكنها تفسير الميزان التجاري الاسمي أو الحقيقي (Shah & Majeed, 2014) أما بالنسبة للمتغيرات المستقلة؛ فتم قياس سعر الصرف الاسمي أو الحقيقي بـ $(\boldsymbol{ER})$؛ وقياس معدل التضخم بـ $(\boldsymbol{INF})$؛ وقياس سعر البترول بـ $(\boldsymbol{OP})$، ومن أجل الحصول على مرونة المعلمات قمنا بتحويل جميع المتغيرات إلى اللوغاريتم النبيري (الطبيعي).

**2.3 منهجية الدراسة:**

في هذه الدراسة اختبرنا منهج الحدود للتكامل المشترك الذي يعتمد على نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية الموزعة $ARDL$، الذي وضعه و طوره كل من Pesaran and Shin(1995) ثم Pesaran(1997)؛ بهدف تحديد اتجاهات العلاقات السببية بين المتغيرات قيد الدراسة، حيث أن هذا النموذج لا يشترط درجة التكامل نفسها للمتغيرات؛ أي أنه يمكن إجراء الاختبارات بغض النظر عما إذا كانت السلاسل الزمنية مستقرة عند المستوى $I(0)$ أو مستقرة عند الفرق الأول (متكاملة من الدرجة الأولى) $I(1)$ أو مزيج من الإثنين معا.

إضافة إلى ذلك؛ أظهر (Pesaran and Shin, 1999) أن التقديرات التي تستند على ARDL هي تقديرات متسقة وقوية لمعاملات كل من المدى القصير والمدى الطويل. علاوة على ذلك ، لا تتطلب طريقة ARDL اختبارا مسبقا للمتغيرات (Shah & Majeed, 2014, p. 4) كما أن هذا الأسلوب لا يوفر فقط دليلا على وجود علاقة التكامل المشترك على الأجل الطويل ولكن أيضا يوفر معاملات العلاقة طويلة الأجل. وكذلك يحل مشكلة الارتباط الذاتي في البواقي ومشكلة المتغيرات المُفسرة الداخلية (اليوسف، 2013، صفحة 21).

بناء على ما سبق؛ نقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ للعلاقة المقدرة باستخدام ARDL من أجل اتخاذ القرار وتحديد سرعة التكيف على الأجل الطويل بين متغيرات ARDL الأساسية. حيث يتم الاستفادة من البواقي المقدرة في العلاقة طويلة الأجل، لتقدير العلاقة الديناميكية قصيرة الأجل باستخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model(ECM) وفق العلاقة التالية:

$$\Delta\ln\left(X/M\right)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \emptyset_i \Delta\ln\left(X/M\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \theta_i \Delta\ln(ER)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \gamma_i \Delta\ln(INF)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \delta_i \Delta\ln(OP)_{t-i} + \beta_1 \ln\left(X/M\right)_{t-1} + \beta_2 \ln(ER)_{t-1} + \beta_3 \ln(INF)_{t-1} + \beta_4 \ln(OP)_{t-1} + \varepsilon_i \dots\dots (1)$$

حيث أن:

- $\Delta$ هو الفرق الأول.
- $n$ هو طول فترة الإبطاء الأمثل.
- الجزء الأول من المعادلة مع المعاملات $\emptyset_i$ ؛ $\theta_i$ ؛ $\gamma_i$ ؛ $\delta_i$ ، تبين ديناميكية المدى القصير.
- الجزء الثاني من المعادلة مع المعاملات $_1$ ؛ $\beta_2$ ؛ $\beta_3$ ؛ $\beta_4$، تمثل العلاقة طويلة المدى.
- فرضيات النموذج:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 & \text{لا توجد علاقة تكامل مشترك} \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0 & \text{توجد علاقة تكامل مشترك} \end{cases}$$

بهدف اختبار وجود علاقة طويلة المدى بين متغيرات الدراسة، نجري اختبار F-test الذي يهدف إلى اختبار معلمات العلاقة طويلة المدى إن كانت مفسرة إحصائيا أو لا، حيث تشير الفرضية الصفرية إلى عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة؛ مقابل الفرضية البديلة التي تدل على وجود تكامل مشترك. نقارن القيم المحسوبة لإحصاء F-stat مع القيم الجدولية (الحرجة) التي قدمها Pesaran (1997) و Pesaran et al (2001)، ولهذا الغرض تم إنشاء مجموعتين من القيم الحرجة: قيم الحد الأدنى $I(0)$ و قيم الحد الأعلى $I(1)$ .

عند إجراء اختبار الحدود bounds test هناك ثلاثة احتمالات (Shah & Majeed, 2014, p. 5):

- إذا كانت القيمة الإحصائية المحسوبة F-stat أقل من القيمة الحرجة الأقل (الحد الأدنى). في هذه الحالة، لا يمكننا رفض الفرضية الصفرية المتمثلة في عدم وجود تكامل مشترك.
- إذا كانت القيمة الإحصائية المحسوبة F-stat فوق القيمة الحرجة العليا (الحد الأعلى). في هذه الحالة، نرفض الفرضية الصفرية لعدم وجود تكامل مشترك ونستنتج أن هناك علاقة طويلة المدى بين المتغيرات بغض النظر عن ترتيب تكامل المتغيرات سواء عند $I(0)$ أو $I(1)$.
- إذا كانت القيمة الإحصائية المحسوبة F-stat تقع بين الحدين الأدنى والأعلى؛ فإن النتيجة تكون غير حاسمة. مع ذلك إذا تم تكامل جميع المتغيرات عند الدرجة $I(0)$، فسيتم اتخاذ القرار على أساس الحد الأدنى(lower bound). وعلى العكس من ذلك، إذا تم تكامل جميع المتغيرات عند الدرجة $I(1)$، فسيتم اتخاذ القرار على أساس الحد الأعلى(upper bound).

ويتم اختيار رتبة الابطاء في نموذج $ARDL$ حسب معيار Akaike (AIC) أو معيار Schwarz Bayesian criterion (SBC) قبل أن يتم تقدير النموذج المحدد بطريقة المربعات الصغرى العادية. وأوصى Pesaran and Shin (1999) للبيانات السنوية اختيار فترتي ابطاء بحد أقصى، لهذا سيتم تحديد طول فترة الابطاء الأقل حسب المعيار (SBC) (السواعي، 2017، صفحة 6).

إذا أكد اختبار bounds test الحدود وجود علاقة طويلة المدى بين المتغيرات، في الخطوة التالية، فإننا نقدر النموذج طويل المدى التالي:

$$\ln\left(X/M\right)_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{n} \emptyset_{1i} \ln\left(X/M\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \theta_{1i} \ln(ER)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \gamma_{1i} \ln(INF)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \delta_{1i} \ln(OP)_{t-i} + \mu_i \dots\dots (2)$$

بعد تأكيد العلاقة طويلة المدى وتقديرها، نقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) لتحديد سرعة التعديل مرة أخرى إلى التوازن على المدى الطويل بعد الاضطراب القصير المدى.

يتم إعطاء معادلة ECM القياسية على النحو التالي:

$$\Delta\ln\left(X/M\right)_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{n} \emptyset_{2i} \Delta \ln\left(X/M\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \theta_{2i} \Delta \ln(ER)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \gamma_{2i} \Delta \ln(INF)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \delta_{2i} \Delta \ln(OP)_{t-i} + \psi(ECT)_{t-1} + \omega_i$$

حيث أن: $(ECT)_{t-1}$؛ يعبر عن حد تصحيح الخطأ؛ الذي يأخذ الشكل التالي:

$$\sum_{i=1}^{n} \emptyset_{1i} \ln\left(X/M\right)_{t-i} - \sum_{i=0}^{n} \theta_{1i} \ln(ER)_{t-i} - \sum_{i=0}^{n} \gamma_{1i} \ln(INF)_{t-i} - \sum_{i=0}^{n} \delta_{1i} \ln(OP)_{t-i}$$

جميع معاملات معادلة المدى القصير هي معاملات تتعلق بحركيات المدى القصير لتقارب النموذج لحالة التوازن وتمثل $\psi$ معامل تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التكيف؛ التي يتم بها تعديل الاختلال في التوازن في الأجل القصير بإتجاه التوازن في الأجل الطويل.

للتأكد من صلاحية نموذج ARDL، نقوم بتشخيص النموذج من خلال إجراء بعض الاختبارات البعدية، عن طريق اختبار الارتباط الذاتي للبواقي(LM)، واختبار عدم ثبات التباين(Heteroscedasticity)، بالإضافة إلى إجراء اختبار ثبات النموذج (الاستقرار الهيكلي للمعالم المقدرة) والمتمثل في اختبار المجموع التراكمي للبواقي CUSUM واختبار مربع المجموع التراكمي للبواقي CUSUMSQ.

**4. اختبار الفرضيات والنتائج:**

**1.4 اختبار استقراريه السلاسل الزمنية:**

بعد الحصول البيانات الضرورية لمتغيرات الدراسة؛ ومن أجل تحديد درجة التكامل للمتغيرات، استخدمنا اختبار Augmented Dickey-Fuller (ADF) واختبار Phillips Perron (PP)، على الرغم من أن نموذج $ARDL$ لا يتطلب درجة تكامل نفسها للمتغيرات، إلا أن اختبار جذر الوحدة سيبين لنا ما إذا كان هذا النموذج ينبغي أن يستخدم أم لا؛ باعتبار أن هذا النموذج لا يقبل أي متغير متكامل من الدرجة الثانية$I(2)$ .

يوضح الجدول 1 أدناه؛ النتائج التي تم الحصول عليها باستخدام اختبار جذر الوحدة، حيث يُظهر العمودان الثاني والثالث نتائج اختبارات ديكي فولر الموسع (ADF) والعمود الرابع والخامس يعرضان نتائج اختبارات فيليب بيرون(PP). أظهرت النتائج أن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى$I(1)$ باستثناء متغير سعر الصرف الاسمي الحقيقي الذي يتكامل من الدرجة الصفرية $I(0)$. لذلك؛ يمكننا أن نستخدم نموذج $ARDL$.

**جدول 1: نتائج اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة.**

| المتغيرات | Trend and Intercept | | | | درجة التكامل |
|---|---|---|---|---|---|
| | ADF | | PP | | |
| | المستوى | الفرق الأول | المستوى | الفرق الأول | |
| **LN(X/M)** | 0.6454 | * 0.0013 | 0.6914 | * 0.0000 | $I(1)$ |
| **LN(ER)** | *0.0004 | 0.0002 | *0.0009 | 0.0002 | $I(0)$ |
| **LN(INF)** | 0.3203 | *0.0000 | 0.3276 | *0.0000 | $I(1)$ |
| **LN(OP)** | 0.8363 | * 0.0050 | 0.7572 | * 0.0050 | $I(1)$ |

*: تشير إلى استقرارية متغيرات الدراسة عند مستوى معنوية 1%.

**المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 11.**

### 2.4 نتائج الدراسة باستعمال نموذج ARDL:

بعد تحقق شرط درجات التكامل في السلاسل الزمنية نستطيع الانتقال إلى تطبيق نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الموزعة $ARDL$، وهو الشيء الذي يسمح لنا بتقدير علاقات الأجل القصير والطويل بين المتغيرات؛ في حالة ما إذا كان هناك تكامل مشترك بينهما.

#### 1.2.4 تقدير العلاقات في المدى الطويل:

بعد تقدير المعادلة (1)؛ النتائج في الملحق(01)؛ يتم دراسة العلاقات على المدى الطويل بين المتغيرات، وكما اقترح Pesaran and Shin (1999) و Narayan(2004) للمشاهدات السنوية أن لا تزيد فترات الإبطاء عن فترتين كأقصى طول لفترة الابطاء في تقدير نموذج $ARDL$ ، وباستخدام معيار شوارز (SBC) لتحديد العدد الأمثل للإبطاء في نموذج تصحيح الخطأ المشروط لضمان عدم وجود ارتباط متسلسل، تبين بأن طول فترة الابطاء التي تخفض(SBC) هي فترة واحدة؛ أما ما يتعلق باختبار التكامل المشترك فقد تم استخدام اختبار الحدود Bounds test.

يظهر جليا من خلال نتائج الجدول2 أدناه؛ أن قيمة (F) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية عند مختلف مستويات المعنوية، وبناء عليه لا يمكن قبول فرضية العدم مما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في المدى الطويل.

**جدول2: نتائج اختبار التكامل المشترك باستعمال اختبار الحدود لنموذج $ARDL$.**

| المتغير التابع | max Lag = 1 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | قيمة F المحسوبة | الحد الأدنى $I(0)$ | | الحد الأدنى $I(1)$ | |
| LN(X/M) | 5.75 | 2.37 | %10 | 3.2 | %10 |
| | | 2.79 | %5 | 3.67 | %5 |
| | | 3.15 | %2.5 | 4.08 | %2.5 |
| | | 3.65 | %1 | 4.66 | %1 |

**المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 11.**

بناء على نتائج التكامل المشترك (وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات)؛ نقوم بتقدير العلاقة طولة الأجل في النموذج **ARDL(1, 0, 0, 1)** والنتائج معروضة في الملحق (01)؛ من خلال النتائج نحصل على معادلة نموذج المدى الطويل كالآتي:

$$\ln(X/M) = 3.9313 - 0.7200\ \ln(ER) - 0.3518\ln(INF) - 0.0240\ln(OP)$$

تشير النتائج التي تعرضها المعادلة أعلاه لنموذج المدى الطويل إلى أن المتغيرات المؤثرة في الميزان التجاري في الجزائر؛ هي سعر الصرف الاسمي الحقيقي ومعدل التضخم وأسعار النفط. تشير إشارة معامل سعر الصرف الفعلي الحقيقي؛ أن تأثير سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري سلبي وذو دلالة إحصائية. وهي تشير إلى أن حالة مارشال ليرنر لا تنطبق على الجزائر لفترة التحليل.

كما تشير إلى أن مجموع مرونة الصادرات والواردات أقل من الواحد على المدى الطويل. كذلك أشارت النتائج إلى أن انخفاض قيمة سعر الصرف الاسمي الحقيقي بنسبة 1% في المتوسط يؤدي إلى تفاقم الميزان التجاري بنسبة 72%.

لذلك يؤثر سعر الصرف الاسمي الحقيقي في ميزان الحساب الجاري في الحالات العادية بشكل إيجابي بطرق مختلفة: فحسب **منهج المرونة** يبين نموذج موندیل فليمينغ أن الزيادة في سعر الصرف الحقيقي الفعال (أي تخفيض قيمة العملة) يكون له تأثير إيجابي على الاقتصاد من خلال زيادة القدرة التنافسية للتجارة الدولية؛ ومن المحتمل أن تزداد الصادرات وتنخفض الايرادات وبالتالي يتحسن ميزان الحساب الجاري. ومع ذلك، فإن التأثير الكلي في الميزان التجاري يعتمد على الحجم النسبي للاستيراد والتصدير ومقدار المرونة. ويبين **منهج الاستيعاب** أن انخفاض قيمة العملة قد يؤدي إلى التحول من الإنفاق على السلع الأجنبية إلى السلع المحلية من خلال تأثيرها في معدلات التبادل التجاري والإنتاج المحلي، وبالتالي يتحسن ميزان الحساب الجاري.

بالنسبة لإشارة معامل التضخم هي سالبة وهي تتوافق مع فروض النظرية الاقتصادية وهذا دلالة على وجود علاقة عكسية بين التغيرات في معدلات التضخم والتغير في الميزان التجاري، حيث تؤدي زيادة معدلات التضخم إلى زيادة عرض النقود مما يؤدي إلى زيادة حجم الواردات مما ينعكس سلبا على الميزان التجاري.

أما فيما يخص معلمة سعر النفط فهي مرتبطة سلبيا بالميزان التجاري؛ وهو ما يؤيد وجهة النظر الكنزية حيث أن الزيادة في أسعار النفط تؤثر على رصيد الميزان التجاري (ارتفاع سعر النفط بـ1% يؤدي إلى زيادة عجز الميزان التجاري بنسبة 0.29%)، ذلك أنها تعمل على زيادة حجم الناتج الداخلي الخام و هو الشيء الذي يشجع المقيمين على زيادة استيراداتهم من السلع والخدمات أي زيادة حجم الواردات الشيء الذي يؤثر سلبا على رصيد الميزان التجاري وهو الشيء الذي ثبت بالتجربة في الاقتصاد الجزائري.

**2.2.4 تقدير نموذج تصحيح الخطأ:**

بعد تقدير معادلة العلاقة طويلة الأجل؛ نستطيع تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM للميزان التجاري؛ النتائج معروضة في الجدول3:

**جدول3: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM للميزان التجاري.**

| المتغيرات | ARDL(1, 0, 0, 1) بناء على معيار معلومات Akaike | | |
|---|---|---|---|
| | المتغير التابع: $\Delta \ln(X/M)_t$ | | |
| | Coefficient | Std. Error | Prob |
| $\Delta \ln(X/M)_{t-1}$ | -0.442693 | 0.451310* | 0.0002 |
| $\Delta \ln(ER)_t$ | -0.318722* | 0.107114* | 0.0068 |
| $\Delta \ln(INF)_t$ | -0.155753 | 0.041282* | 0.0010 |
| $\Delta \ln(OP)_{t-1}$ | -0.010612 | 0.050041 | 0.8339 |
| $\Delta \ln(OP)_t$ | 0.587314 | 0.104307* | 0.0000 |
| $(ECT)_{t-1}$ | -0.442693 | 0.076187* | 0.0000 |
| الثابت C | 1.740370 | 0.451310* | 0.0008 |
| R-squared | 0.872731 | – | – |
| Durbin-Watson stat | 2.007531 | – | – |
| Prob(F-statistic) | – | – | 0.000000 |

*: تشير إلى معنوية المعامل عند مستوى معنوية 1%.

**المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 11.**

يوضح الجدول 3 أعلاه؛ نتائج نموذج تصحيح الخطأ (ECT) للميزان التجاري. ومعظم المعاملات في النموذج معنوية؛ يظهر تأثير سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري هو نفسه تقريبًا على المدى الطويل والمدى القصير. علاوة على ذلك ، فإن سعر الصرف له تأثير سلبي وعالي الأهمية على الميزان التجاري؛ هذا يعني أن حالة مارشال ليرنر لا تصمد حتى على المدى القصير، كذلك يظهر تأثير معدل التضخم سلبي على الميزان التجاري وهو نفسه تقريبا على المدى الطويل والمدى القصير.

بالنسبة لتأثير أسعار النفط على الميزان التجاري؛ يظهر معامله أنه يرتبط إيجابيا بالميزان التجاري (إشارة موجبة)، حيث أن أي زيادة في أسعار النفط من شأنها أن تنعكس إيجابا على رصيد الميزان

التجاري (زيادة مداخيل الصادرات من المحروقات)؛ وهذا يظهر بزيادة الفائض في رصيد الميزان التجاري؛ ولكن هذه الآثار نجدها في المدى القصير فقط، ولهذا يظهر معامل سعر النفط غير معنوي عند جميع مستويات المعنوية؛ أي ليس له تأثير على الميزان التجاري على المدى الطويل.

بالنسبة لحد تصحيح الخطأ $(ECT)_{t-1}$ فهو سالب الاشارة ومعنوي عند $1\%$ وهو ما يعتبر مؤشرا على قوة العلاقة طويلة الأجل ومصداقيتها؛ و بالتالي يمكن الجزم أن العلاقة السببية موجودة في اتجاه واحد على الأقل، ويشير المعامل $(-0.4426)$ إلى أن معدل التقارب للوصول إلى حالة التوازن (سرعة التعديل في المدى الطويل) مقبولة إلى حد ما في هذا النموذج؛ مما يعني أن الانحراف عن التوازن طويل الأجل يتم تصحيحه بنسبة $44.26\%$ كل عامين.

### 3.2.4 اختبار جودة نموذج ARDL :

للتأكد من جودة النموذج نجري بعض الاختبارات التشخيصية للتأكد من خلوه من المشاكل القياسية المعروفة؛ النتائج موضحة في الجدول 4 الموالي:

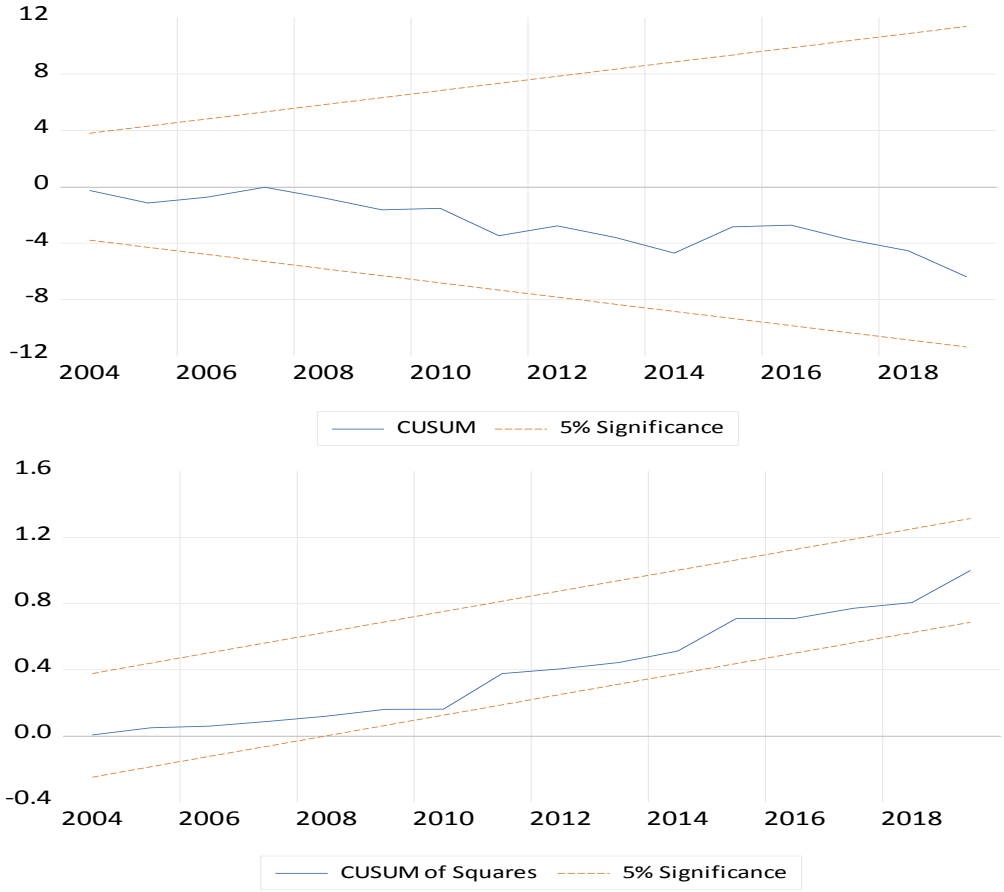
**جدول4: نتائج اختبار جودة نموذج $ARDL$.**

| الاختبارات التشخيصية | Prob. F | Prob. Chi-Square | نتيجة الاختبار |
|---|---|---|---|
| **Breusch-Godfrey LM Test** | 0.7839 | 0.7503 | لا وجود لمشكلة عدم ثبات التباين |
| **Heteroskedasticity Test** | 0.2270 | 0.2097 | لا وجود لمشكلة الارتباط المتسلسل |

**المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 11.**

بعد التأكد من خلو نموذج الدراسة من كل المشاكل الإحصائية؛ نمر إلى الاختبارات الخاصة بالجانب الديناميكي لمعادلة الميزان التجاري (اختبار استقرار المعادلة) ونقصد هنا اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة CUSUM of Squares؛ وهذا في الشكل 1 الموالي:

**الشكل1: نتائج اختبار استقرار معادلة الميزان التجاري**




**المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 11.**

يتضح من الشكل1 أعلاه؛ أن المعلمات المقدرة الخاصة بنموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL مستقرة هيكليا وبالتالي فالنموذج مصاغ بشكل مثالي وهذا ما تبينه الأشكال البيانية الواقعة داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

**5. خاتمة:**

في هذه الدراسة تم استخدم اختبار الحدود للتكامل المشترك ضمن إطار الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة للتحقق من وجود علاقة توازن طويلة المدى بين الميزان التجاري وسعر الصرف الاسمي الحقيقي ومعدل التضخم وأسعار النفط، قدمت النتائج دليلا قويا في تحديد العلاقة طويلة المدى، وكذلك سلوك الميزان التجاري قصير المدى في الجزائر، وكان لسعر الصرف ومعدل التضخم وأسعار النفط تأثير في الميزان التجاري. وأن عملية تصحيح الميزان التجاري صعبة.

**1.5 نتائج الدراسة:**

يمكن أن نبين بعض النتائج كما يلي:

- تأثير سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الميزان التجاري هو نفسه تقريبا على المدى الطويل والمدى القصير. علاوة على ذلك ، فإن سعر الصرف له تأثير سلبي وعالي الأهمية على الميزان التجاري؛ هذا يعني أن حالة مارشال ليرنر لا تصمد حتى على المدى القصير.
- ظهر تأثير معدل التضخم سلبي على الميزان التجاري وهو نفسه تقريبا على المدى الطويل والمدى القصير.
- بالنسبة لتأثير أسعار النفط على الميزان التجاري؛ نجد أن أي زيادة في أسعار النفط من شأنها أن تنعكس إ يجابا على رصيد الميزان التجاري (زيادة مداخيل الصادرات من المحروقات)؛ وهذا يظهر بزيادة الفائض في رصيد الميزان التجاري؛ و لكن هذه الآثار نجدها في المدى القصير فقط.
- أظهرت الدراسة أن معدلات التضخم المحلي وسعر الصرف لم تكن هي المؤثر الأهم والوحيد على ميزان المدفوعات الجزائري، إذ أن هناك عوامل أخرى تؤثر عليه مثل ضعف الإنتاج المحلي والمصدر؛ والذي يحتاج إلى مواد أولية وتجهيزات مستوردة فرفع سعر الصرف يرفع من تكلفة هذه السلع وبالتالي تؤثر سلبا على الصادرات الجزائرية خارج المحروقات مما يقلل الطلب عليها محليا ودوليا وزيادة التوجه للاستيراد رغم ارتفاع سعر الصرف فيزداد العجز في الميزان التجاري وبالتالي في ميزان المدفوعات.
- حالات العجز في ميزان المدفوعات تزامنت مع حالات العجز في الميزان التجاري والذي بدوره مرتبط بأسعار المحروقات التي تمثل حوالي 94% من مجموع الصادرات.

**2.5 توصيات الدراسة:**

- يجب إعطاء أهمية كبيرة لسعر الصرف وجعله أداة ضبط للتجارة الخارجية.
- ضرورة تشجيع الصادرات خارج قطاع المحروقات للسماح برفع مستوى الاحتياطات من الصرف الأجنبي وتنويعها عن طريق منح مزايا للمستثمرين وتشجيعهم على التصدير للخارج؛ بهدف تحسين قيمة العملة الوطنية.
- القضاء على الأسواق الموازية لسعر الصرف؛ وفتح مكاتب معتمدة للصرف من قبل البنك المركزي؛ بهدف تنظيم سوق صرف العملات.

**6. قائمة المراجع:**


1. صالح أويابة، و عبد الر ا زق خليل. (جوان, 2018). أثر التغيرات في سعر الصرف والتضخم المحلي على ميزان المدفوعات: دراسة حالة الجزائر 1990 - 2016. *مجلة دراسات_العدد الاقتصادي*، الصفحات 161-180.
2. محمد خالد السواعي. (2017). محددات الميزان التجاري الأردني: نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. مجلة الزرقاء للبحوث والدراسات الإنسانية، الصفحات 138-149.
3. نورة بنت عبد الرحمن اليوسف. (جوان, 2013). العلاقة السببية بين كمية النقود وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة العربية السعودية. السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية.
4. وليد بشيشي. (2016). دراسة قياسية لأثر قناة سعر الصرف على التوازن الخارجي في الجزائر للفترة (1990-2014). *مجلة أداء المؤسسات الجزائرية*، الصفحات 25-36.

5. *Akorli, E. (2017, october). The Effects of Exchange Rates on Trade Balance in Ghana. Munich Personal RePEc Archive; Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/88833/.dfgf. (fgf). gdf. fdg: dfg.*
6. *Kurtović, S. (2017). The Effect of Depreciation of the Exchange Rate on the Trade Balance of Albania. Review of Economic Perspectives, pp. 142-158.*
7. *Ogutu, O. G. (2014, December). EFFECTS OF THE REAL EXCHANGE RATE ON THE TRADE BALANCE IN KENYA. International institute of social studies.*
8. *Shah, A., & Majeed, M. T. (2014, July 21). Real Exchange Rate and Trade Balance in Pakistan: An ARDL Co-integration Approach. Munich Personal RePEc Archive; Online athttps://mpra.ub.uni-muenchen.de/57674/, pp. 1-14.*
9. *Sharma, P., & Tiwari, A. (2015, october). FLUCTUATING EXCHANGE RATES AND BALANCE OF TRADE IN INDIA: AN EMPIRICAL STUDY. Journal of Management and Research, pp. 29-38.*
10. *Vinh, T. T., & Duong, T. T. (2019, January 4). The Impact of Exchange Rate Volatility on Exports in Vietnam: A Bounds Testing Approach. Journal of Risk and Financial Management, pp. 1-14.*
11. *Yuen-Ling, N., Wai-Mun, H., & Geoi-Mei, T. (2009, February). Real Exchange Rate and Trade Balance Relationship: An Empirical Study*

*on Malaysia. International Journal of Business and Management, pp. 130-137.*

**7. الملاحق:**

**الملحق(01)**

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LNX_M)
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 1)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 01/11/21 Time: 19:37
Sample: 1990 2019
Included observations: 29

Conditional Error Correction Regression

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 1.740370 | 0.451310 | 3.856262 | 0.0008 |
| LNX_M(-1)* | -0.442693 | 0.098313 | -4.502888 | 0.0002 |
| LNEX** | -0.318722 | 0.107114 | -2.975533 | 0.0068 |
| LNINF** | -0.155753 | 0.041282 | -3.772909 | 0.0010 |
| LNOP(-1) | -0.010612 | 0.050041 | -0.212064 | 0.8339 |
| D(LNOP) | 0.587314 | 0.122065 | 4.811475 | 0.0001 |

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| LNEX | -0.719962 | 0.196366 | -3.666436 | 0.0013 |
| LNINF | -0.351831 | 0.085372 | -4.121164 | 0.0004 |
| LNOP | -0.023971 | 0.114814 | -0.208784 | 0.8365 |
| C | 3.931327 | 0.845863 | 4.647714 | 0.0001 |

EC = LNX_M - (-0.7200*LNEX -0.3518*LNINF -0.0240*LNOP + 3.9313)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

| Test Statistic | Value | Signif. | I(0) | I(1) |
|---|---|---|---|---|
| | | | Asymptotic: n=1000 | |
| F-statistic | 5.752236 | 10% | 2.37 | 3.2 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| k | 3 | 5% | 2.79 | 3.67 |
| | | 2.5% | 3.15 | 4.08 |
| | | 1% | 3.65 | 4.66 |
| | | | Finite Sample: | |
| Actual Sample Size | 29 | | n=35 | |
| | | 10% | 2.618 | 3.532 |
| | | 5% | 3.164 | 4.194 |
| | | 1% | 4.428 | 5.816 |
| | | | Finite Sample: | |
| | | | n=30 | |
| | | 10% | 2.676 | 3.586 |
| | | 5% | 3.272 | 4.306 |
| | | 1% | 4.614 | 5.966 |