الأثر غير المتماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الجزائر

The asymmetric effect of the real effective exchange rate on money demand in Algeria

محمد بن شاعة [1]، محمد عمامرة[2]

Mohammed Benchaa[1], Mohammed Amamra[2]

[1]جامعة يحي فارس (المدية)، benchaa.mohammed@univ-medea.dz

[2]جامعة حسيبة بن بوعلي(الشلف)، m.amamra@univ-chlef.dz

تاريخ الاستلام: 2020/09/01 تاريخ القبول:15 /2021/04 تاريخ النشر: 2021/04/27

ملخص:

تهدف هذه الدراسة للتحقيق في الأثر غير المتماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الجزائر، ولأجل هذا الغرض تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي (NARDL) وذلك بالاعتماد على بيانات سلاسل زمنية شهرية والتي تغطي الفترة الممتدة من 2012:M01 إلى غاية 2019:M12.

وقد لخصت النتائج التجريبية إلى أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي يؤثر بشكل غير متماثل على الطلب النقدي في الجزائر، بحيث أن الانخفاض الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري سيؤدي إلى زيادة الطلب النقدي وكان هذا تأكيد لوجود أثر الثروة، كما أن الارتفاع الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري سيؤدي أيضا إلى زيادة الطلب النقدي وكان هذا تأكيد لوجود أثر التوقع.

كلمات مفتاحية: الطلب على النقود، سعر الصرف الفعلي الحقيقي، غير متماثل، نموذج ARDL غير الخطي.

تصنيفات JEL: E41، F31.

Abstract:

This study aims to investigate the asymmetric effect of the real effective exchange rate on the demand of money in Algeria, for this purpose, we used the non-linear autoregressive distributed lag model (NARDL) by relying on monthly time series data covering the period from 2012:M01 to 2019:M12.

[1] **المؤلف المرسل:** محمد بن شاعة، **الإيميل:** benchaa.m@yahoo.com

The empirical results have summarized that the real effective exchange rate affects the monetary demand in Algeria asymmetrically, so that the real depreciation of the Algerian dinar will lead to an increase in the monetary demand, and this was a confirmation the wealth effect does exist. The real appreciation of the Algerian dinar will also lead to an increase in monetary demand, and this was a confirmation the expectation effect does exist.
Keywords: Demand for money; Real effective exchange rate; Asymmetry; Non-linear ARDL Model.
JEL Classification Codes:E41, F31.

1.مقدمة:

يعتبر الطلب على النقود من الموضوعات المهمة التي كانت ولازالت تحظى باهتمام الباحثين وصانعي السياسات الاقتصادية، ويرجع ذلك إلى دوره الكبير في صياغة السياسة النقدية الفعالة التي تساهم في استقرار الاقتصاد، كما أنه ولأجل التنبؤ بتأثير زيادة المعروض النقدي على كل من الأسعار والناتج بشكل جيد، لابد من وجود دالة طلب نقدي مستقرة.

بعدما طرح Mundell فكرة إمكانية تأثر الطلب على النقود بسعر الصرف، ظهرت العديد من الدراسات التجريبية التي حاولت التحقيق في هذه الفكرة في مختلف الدول إلا أن معظمها فشل في الكشف عن وجود آثار لسعر الصرف على الطلب النقدي، ولعل السبب الرئيسي وراء ذلك افتراض وجود آثار متماثلة لسعر الصرف.

1.1إشكالية الدراسة : انطلاقا مما سبق فقد تم صياغة إشكالية الدراسة على النحو التالي :

كيف يؤثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الجزائر؟

2.1فرضيات الدراسة: لأجل الإجابة على الإشكالية السابقة قمنا بطرح الفرضيات التالية:

– يؤثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الجزائر بشكل غير متماثلفي كل من الأجل القصير والأجل الطويل؛

– يؤدي تدهور سعر الصرف الفعلي الحقيقي إلى زيادة الطلب على النقود في الجزائرفي كل من الأجل القصير والأجل الطويل؛

– يؤدي تحسن سعر الصرف الفعلي الحقيقي إلى زيادة الطلب على النقود في الجزائرفي كل من الأجل القصير والأجل الطويل.

3.1هدف الدراسة: إن الهدف الرئيسي من وراء هذه الدراسة هو التحقيق في إمكانية وجود تأثير غير متماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الجزائر، مما قد يساعد في صياغة السياسة النقدية الفعالة التي تساهم في استقرار الاقتصاد الوطني.

4.1منهجية الدراسة: بغرض الإجابة على الإشكالية المطروحة واختبار صحة الفرضيات المذكورة وتحقيق هدف الدراسة، سنعتمد على المنهج التجريبي من خلال استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي للتحقيق في طبيعة أثر سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الجزائر خلال الفترة الممتدة من 2012:M01 إلى 2019:M12.

2.الإطار النظري لعلاقة سعر الصرف بالطلب على النقود

يعتبر Mundell أول من ناقش فكرة إمكانية تأثر الطلب على النقود بسعر الصرف بالإضافة إلى سعر الفائدة والدخل(Mundell, 1963, p. 484)، إلا أنه لم يقدم أي دليل نظري أو تجريبي واضح لتبرير اقتراحه، وهو ما أدى إلى ظهور العديد من الدراسات التي حاولت تفسير طبيعة هذه العلاقة والتي لخصت إلى وجود أثرين لسعر الصرف على الطلب النقدي (Bahmani-Oskooee & Abera, 2019, p. 3365).

1.2 أثر الثروة:

يمكن أن يؤدي تعديل المحفظة المالية استجابة لانخفاض قيمة العملة المحلية إلى زيادة الطلب على النقود المحلية(Mcgibany & Farrokh, 1995, p. 412)، بحيث أن انخفاض سعر العملة المحلية من شأنه أن يؤدي إلى زيادة قيمة الأصول الأجنبية التي يحتفظ بها المستثمرون وهذا ما سيعزز من ثروتهم، ولأجل تحقيق مكاسب رأسمالية أو الحفاظ على حصة ثابتة من ثروتهم المستثمرة في الأصول المحلية، سيعملون على تحويل جزء من أصولهم الأجنبية إلى أصول محلية، وبالتالي فإن انخفاض سعر العملة المحلية في هذه الحالة سيزيد من الطلب على النقود المحلية(Sahadudheen, 2011, p. 4).

2.2 أثر التوقع:

يمكن أن تلعب توقعات المستثمرين دورا كبيرا في تحديد طبيعة الطلب على النقود، فإذا انخفضت قيمة العملة المحلية وتوقع المستثمرون أن هناك المزيد من الانخفاض في المستقبل فسيقومون بحيازة المزيد من الأصول الأجنبية في محافظهم(Bahmani□Oskooee & Jungho, 2017, p. 156)، حيث يعني انخفاض سعر العملة ارتفاع تكلفة الفرصة البديلة لحيازة الأموال المحلية، لذلك يمكن استبدال

العملات للتحوط ضد مثل هذه المخاطر، وبالتالي فإن انخفاض قيمة العملة المحليةأو ارتفاع قيمة العملات الأجنبية في هذه الحالة سيؤدي إلى انخفاض الطلب على النقود المحلية (Sahadudheen, 2011, p. 4).

3.الدراسات التجريبية

هناك العديد من الدراسات التجريبية التي قامت بالتحقيق في طبيعة أثر سعر الصرف على الطلب على النقود نظرا لأهمية هذا الأخير في تحديد السياسة النقدية، إلى أنالنتائج التي توصلت إليها اختلفت من بلد لآخر، ومن بين هذه الدراسات نذكر ما يلي:

سعى (Civcir, 2003) للبحث في طبيعة العلاقة بين الطلب النقدي والدخل الحقيقي وأسعار الفائدة والتضخم وسعر الصرف المتوقع في ظل الإصلاح المالي وتحرير الأسواق المالية والأزمات المالية في تركيا، بالاعتماد على سلاسل زمنية شهرية للفترة الممتدة من (1987:M01-1999:M12)، ولأجل ذلك قام بتقدير نموذج شعاع تصحيح الخطأ (VECM) باستخدام طريقة المعقولية العظمى بعدما كشف اختبار Johansenوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وقد أسفرت نتائج التقدير إلى أن سعر الصرف المتوقع له أثر سلبي ومعنوي على الطلب النقدي، وكانت النتيجة بمثابة إشارة لوجود استبدال العملة في تركيا.

أما (Sahadudheen, 2011) فقد حاول اكتشاف طبيعة أثر سعر الصرف على الطلب المحلي على النقود في الهند بالاعتماد على سلاسل زمنية فصلية للفترة الممتدة من (1998-2009)، واستخدم لأجل ذلك نموذج تصحيح الخطأ (ECM) بعدما كشف اختبار Johansen عن وجود علاقة تكامل مشترك، وقد أسفرت نتائج الدراسة أن انخفاض سعر العملة المحلية سيؤدي إلى زيادة الطلب المحلي على النقود، وهو ما كان بمثابة دعم لفرضية أثر الثروة.

ومن جهة أخرى قام (Dobnik, 2011)بالبحث في محددات الطلب على النقود في الأجل الطويل في 11 دولة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية خلال الفترة الممتدة من (1983-2006) باستخدام معطيات البانل، ولأجل تقدير دالة الطلب على النقود اعتمد على طريقة المربعات الصغرى الديناميكية (DOLS)، وقد كشفت النتائج أن لكل من أسعار الفائدة وأسعار الأسهم أثر سلبي على الطلب على النقود، في حين يستجيب هذا الأخير بشكل إيجابي لكل من الدخل وسعر الصرف الفعلي الحقيقي، أي أن تدهور العملة المحلية سيؤدي إلى زيادة الطلب على النقود.

وبالنسبة لدراسة (Jafari, Gholizadeh, & Ghajari, 2013) فقد سعت للتحقيق في أثر سعر الصرف على الطلب على النقود في إيران، بالاعتماد على سلاسل زمنية فصلية للفترة الممتدة من (1990:Q2–2013:Q1)، ولأجل تقدير دالة الطلب على النقود تم استخدام طريقة العزوم المعممة (GMM)، وقد أظهرت النتائج أن سعر الصرف سيكون له أثر سلبي ومعنوي على الطلب على النقود في إيران، أي أن انخفاض قيمة العملة المحلية سيؤدي إلى توقع المزيد من الانخفاض فيها، وبالتالي سيرتفع الطلب على العملة الأجنبية.

كما بحث (Bahmani-Oskooee, Xi, & Bahmani, 2016) فيما إذا كان لتغيرات سعر الصرف آثار غير متماثلة على الطلب النقدي في الصين بالاعتماد على سلاسل زمنية فصلية للفترة الممتدة من (1996:Q1-2015:Q1)، واستخدم لأجل ذلك نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي (NARDL)، وقد لخصت النتائج إلى أن تغيرات سعر الصرف لها آثار غير متماثلة على الطلب النقدي في الصين في الأجل القصير والأجل الطويل، فارتفاع قيمة اليوان الصيني ستؤدي إلى زيادة الطلب على النقود المحلية نتيجة توقع المزيد من الارتفاع فيه، كما ستؤدي أيضا انخفاض قيمة اليوان الصيني إلى زيادة الطلب على النقود، وذلك نتيجة ارتفاع قيمة الأصول الأجنبية التي يمتلكها الصينيون، أي أن أثر الثروة سيكون هو المهيمن في هذه الحالة بدلا من أثر التوقع.

أما دراسة (Mahmood & Alkhateeb, 2018) فقد حققت في التأثير غير المتماثل لسعر الصرف الحقيقي على الطلب النقدي في المملكة العربية السعودية، بالاعتماد على سلاسل زمنية سنوية للفترة الممتدة من (1968-2016)، واستخدم لأجل ذلك نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي (NARDL)، وقد أظهرت نتائج التقدير وجود آثار غير متماثلة لسعر الصرف على الطلب النقدي في الأجل القصير والأجل الطويل، بحيث أن الارتفاع الحقيقي في قيمة الريال السعودي ستؤدي إلى توقع المزيد من الارتفاع في قيمته، ونتيجة لذلك سيرتفع الطلب على النقود المحلية، كما سيؤدي أيضا الانخفاض الحقيقي في الريال السعودي إلى زيادة الطلب على النقود المحلية، وهذا ما يؤكد وجود أثر الثروة في هذه الحالة.

حاول (Bahmani-Oskooee & Abera, 2019) التحقيق في إمكانية تفاعل الطلب على النقود مع تغيرات أسعار الصرف بطريقة غير متماثلة في 18 دولة إفريقية، بالاعتماد على سلاسل زمنية فصلية للفترة الممتدة من (1971-2016)، واستخدم لأجل ذلك نموذج الانحدار الذاتي

للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي(NARDL)، وقد لخصت الدراسة إلى أن تغيرات أسعار الصرف لها آثار غير متماثلة على الطلب على النقود في الأجل القصير في معظم هذه الدول، ولا تتحول هذه الآثار قصيرة الأجل إلى آثار غير متماثلة طويلة الأجل إلا في عدد قليل من هذه الدول، وخرج الباحثان بنتيجة مفادها أن استبدال العملة ليس سوى ظاهرة قصيرة الأجل في معظم هذه الدول الإفريقية.

وفي نفس السياق حقق(Aworinde & Akintoye, 2019) في إمكانية وجود تأثير غير متماثل لسعر الصرف على الطلب النقدي في نيجيريا، بالاعتماد على سلاسل زمنية فصلية للفترة الممتدة من (1960-2017)، واستخدم لأجل ذلك نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي (NARDL)، وقد أظهرت النتائج وجود أثر غير متماثل لسعر الصرف الاسمي على الطلب النقدي في نيجيريا في كل من الأجل القصير والأجل الطويل، بحيث أن ارتفاع قيمة النيرة سيؤدي إلى زيادة الطلب على النقود المحلية نتيجة توقع المزيد من الارتفاع في قيمتها، كما يحدث عكس ذلك عندما تنخفض قيمة النيرة.

4.منهجية الدراسة

من أجل تحديد طبيعة أثر سعر الصرف على الطلب على النقود في الجزائر، تضمنت هذه الدراسة بيانات شهرية للفترة الممتدة من2012:M01 إلى غاية 2019:M12، وقد تَمَثَّلَ المتغير التابع في كمية النقود المطلوبة بالقيمة الحقيقية(M_t)، أما بالنسبة للمتغيرات المستقلة فقد تمثلت في سعر الصرف الفعلي الحقيقي $(REER_t)$بهدف قياس أثر الثروة أو أثر التوقع، كما تم إدراج سعر النفط(OP_t) بهدف التقاط آثار الدخل الناتجة عن صدمات أسعار النفط نظرا لعدم توفر الدخل في شكل معطيات شهرية وبسبب الطبيعة الريعية للاقتصاد الجزائري ويفترض أن يقيس الطلب على النقود من أجل المعاملات، كما تضمن النموذج مؤشر أسعار (CPI_t) المستهلكينبدل سعر الفائدة لأن الأسواق المالية الجزائرية ليست متطورة ويفترض أن يقيس تكلفة الفرصة البديلة لحمل الأموال، بحيث تم الحصول على جميع هذه المعطيات من قاعدة بيانات الإحصائيات المالية الدولية التابعة لصندوق النقد الدولي.

وستعتمد هذه الدراسة على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة غير الخطي NARDLالذي طرحه(Shin, Yu, & Greenwood-Nimmo, 2014)، والذي يسمح بالتقاط آثار عدم التماثل في كل من الأجل القصير والأجل الطويل، كما أن ما يميز هذا الأخير عن باقي تقنيات التكامل المشترك التقليدية كونه لا يشترط أن تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة

عند نفس الدرجة، بل إضافة إلى ذلك يعطي نتائج تقدير أفضل منها في حالة العينات الصغيرة، إلا أنه لا يمكن استخدامه في حالة وجود سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الثانية أو أعلى، ويعتبر هذا النموذج كامتداد لنموذج ARDL(Shahzad, Nor, & Ferrer, 2017, pp. 215-216)، لذلك بغرض تبسيط صياغة العلاقة الرياضية لنموذج NARDLسنتطلق من نموذج ARDLالذي يكتب الشكل العام له في حالتنا هذه كالآتي:

$$\Delta M_t =$$

$$\psi + \eta_0 M_{t-1} + \eta_1 \mathrm{REER}_{t-1} + \eta_2 \mathrm{OP}_{t-1} + \eta_3 CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{1i} \Delta M_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{q-1} \beta_{2i} \Delta \mathrm{REER}_{t-i} + \sum_{i=0}^{n-1} \beta_{3i} \Delta \mathrm{OP}_{t-i} + \sum_{i=0}^{m-1} \beta_{4i} \Delta \mathrm{CPI}_{t-i} + u_t \dots \dots \dots \dots$$

وقد تم أخذ جميع المتغيرات باللوغاريتم العشري وذلك لأجل تفسير المعلمات على أساس مرونات بالإضافة إلى التخلص من مشكلة عدم ثبات تباين بواقي التقدير. يعتمد اشتقاق نموذج NARDLفي حالتنا هذه على فكرة تفكيك سعر الصرف الفعلي الحقيقي إلى مجموع تراكمي جزئي من التغيرات الإيجابية ومجموع تراكمي جزئي من التغيرات السلبية وذلك كما يلي:

$$REER_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \Delta \mathrm{REER}_i^+ = \sum_{i=1}^{t} Max(\Delta \mathrm{REER}_i, 0) \dots \dots \dots \dots \dots (2)$$

$$\mathrm{REER}_t^- = \sum_{i=1}^{t} \Delta \mathrm{REER}_i^- = \sum_{i=1}^{t} Min(\Delta \mathrm{REER}_i, 0) \dots \dots \dots \dots \dots (3)$$

يعرف كل من (REER_t^+) و (REER_t^-)بالتدهور الحقيقي في سعر الصرف الفعلي والتحسن الحقيقي في سعر الصرف الفعلي على الترتيب، وبدمج هذين الأخيرين في المعادلة (1) سنحصل على الصيغة الرياضية لنموذج NARDLوالتي تكتب على النحو التالي:

$$\Delta M_t = \psi + \eta_0 M_{t-1} + \eta_1^+ \mathrm{REER}_{t-1}^+ + \eta_1^- \mathrm{REER}_{t-1}^- + \eta_2 \mathrm{OP}_{t-1} + \eta_3 CPI_{t-1} +$$

$$\sum_{i=1}^{p-1} \beta_{1i} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\beta_{2i}^+ \Delta \mathrm{REER}_{t-i}^+ + \beta_{2i}^- \Delta \mathrm{REER}_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^{n-1} \beta_{3i} \Delta \mathrm{OP}_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{m-1} \beta_{4i} \Delta \mathrm{CPI}_{t-i} + u_t \dots \dots \dots \dots \dots (4)$$

بعد تقدير المعادلة (4) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، سنعتمد على اختبار الحدود بهدف الكشف عن إمكانية وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وتعطى فرضياته كالآتي:

$$\mathrm{H}_0: \eta_0 = \eta_1^+ = \eta_1^- = \eta_2 = \eta_3 = 0$$

تتم مقارنة إحصائية فيشر المحسوبة F_{stat}مع إحصائية F_{pss}المجدولة والتي تتضمن قيمتين حرجتين، قيمة الحد الأدنى $\mathrm{I}(0)$ وقيمة الحد الأعلى $\mathrm{I}(1)$ ، فإذا كانت إحصائية فيشر المحسوبة أصغر من قيمة الحد الأدنى نقبل الفرضية الصفرية والتي تنص على غياب علاقة تكامل مشترك، أما إذا كانت إحصائية فيشر المحسوبة تقع بين قيمة الحد الأدنى وقيمة الحد الأعلى فنكون أمام حالة عدم التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك، وفي حالة جاءت إحصائية فيشر المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى فسنرفض الفرضية الصفرية أي هناك علاقة تكامل مشترك.

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك، سنعتمد على Wald Test للتحقيق في إمكانية وجود تأثير غير متماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في كل من الأجل الطويل والأجل القصير، وتكتب فرضيات اختبار التماثل في الأجل الطويل كالآتي:

$$\mathrm{H}_0: -\eta_1^+/\eta_0 = -\eta_1^-/\eta_0$$
$$\mathrm{H}_1: -\eta_1^+/\eta_0 \neq -\eta_1^-/\eta_0$$

بحيث تمثل كل من $\alpha_1^+ = -\eta_1^+/\eta_0$ و $\alpha_1^- = -\eta_1^-/\eta_0$ معلمات الأجل الطويل غير المتماثلة، والتي يمكن حسابها انطلاقا من المعادلة (4)، فرفض الفرضية الصفرية يعني وجود تأثير غير متماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الأجل الطويل، أما بالنسبة لاختبار التماثل في الأجل القصير فتكتب فرضياته على النحو التالي:

$$\mathrm{H}_0: \sum_{i=0}^{n-1} \beta_{2i}^- = \sum_{i=0}^{n-1} \beta_{2i}^+$$
$$\mathrm{H}_1: \sum_{i=0}^{n-1} \beta_{2i}^+ \neq \sum_{i=0}^{n-1} \beta_{2i}^-$$

إن رفض الفرضية الصفرية يعني وجود تأثير غير متماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الأجل القصير. كما يمكن التقاط الاستجابة غير المتماثلة في الطلب على النقود الناتجة عن التغيرات الإيجابية والسلبية في سعر الصرف الفعلي الحقيقي بواسطة المضاعفات الديناميكية الإيجابية والسلبية كما يلي:

$$m_h^+ = \sum_{i=0}^{h} \frac{\partial M_{t+i}}{\partial \mathrm{REER}_t^+}$$
$$m_h^- = \sum_{i=0}^{h} \frac{\partial M_{t+i}}{\partial \mathrm{REER}_t^-}$$

حيث أن: $\lim_{h\to\infty} m_h^+ = \alpha_2^+$; $\lim_{h\to\infty} m_h^- = \alpha_2^-$

بناءً على المضاعفات المقدرة نستطيع رصد التعديلات الديناميكية من التوازن الأولي إلى التوازن الجديد بين متغيرات النظام، في ظل الصدمات التي تؤثر على النظام.

5.تحليل ومناقشة نتائج التقدير

1.5 اختبار التكامل المشترك

يعتمد اختبار الحدود (Bound Test) على فرضية مفادها أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة لا يجب أن تكون مستقرة عند الفرق الثاني أو أعلى، وفي حالة تحقق ذلك فإنه لا يمكن استخدام هذا الاختبار، لذلك لابد من التطرق أولا لفحص جذر الوحدة في متغيرات الدراسة، ولأجل ذلك سنعتمد على كل من اختبار ديكي فولر المطور (ADF)، واختبار فيليب بيرون(PP).

الجدول 1: نتائج اختبار جذر الوحدة.

الاختبار	اختبار (ADF)			اختبار (PP)		
النموذج / المتغيرات	*Constant*	*Constant & Trend*	None	*Constant*	*Constant & Trend*	None
	عند المستوى I(0)					
M_t	-1.924 [0.319]	-1.749 [0.721]	1.095[0.928]	-1.906 [0.328]	-1.719 [0.735]	1.163 [0.936]
OP_t	-1.889 [0.336]	-1.728 [0.730]	-0.728 [0.398]	-1.578 [0.489]	-1.454 [0.838]	-0.705 [0.408]
$REER_t$	-2.211 [0.203]	-3.074 [0.118]	-0.568[0.468]	-1.536 [0.511]	-2.692 [0.242]	-0.553 [0.474]
CPI_t	-1.083 [0.719]	-2.672 [0.250]	3.960 [1.000]	-1.216 [0.664]	-2.438 [0.357]	- 5.734 [1.0000]
	عند الفرق الأول I(1)					
ΔM_t	-10.170[0.000]	-10.238 [0.000]	-10.079 [0.000]	-10.170 [0.000]	-10.260 [0.000]	-10.079 [0.000]
ΔOP_t	-7.268 [0.000]	-7.297 [0.000]	-7.271 [0.000]	-7.040 [0.000]	-7.058 [0.000]	-7.066 [0.000]
$\Delta REER_t$	-7.242 [0.000]	-7.212[0.000]	-7.250 [0.000]	-7.107 [0.000]	-7.064 [0.000]	-7.119 [0.000]
ΔCPI_t	-11.169 [0.000]	-11.126 [0.000]	-9.658 [0.000]	-12.376 [0.000]	-12.280 [0.000]	-9.669 [0.000]

ملاحظة: تمثل القيم الواقعة بين عارضتين [...] الاحتمال الحرج لكل من إحصائية ADF وإحصائية PP.

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

يظهر من خلال الجدول 1 أن جميع متغيرات الدراسة والمتمثلة في الطلب النقدي الحقيقي وسعر الصرف الفعلي الحقيقي وسعر النفط ومؤشر أسعار المستهلكين تستقر بعد أخذ الفرق الأول لها، أو بعبارة أخرى جميع المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى I(1).

بعدما تأكدنا أنه لا توجد أي متغيرة من متغيرات الدراسة تستقر عند الفرق الثاني أو أعلى، سننتقل الآن إلى اختبار التكامل المشترك لكل من نموذج ARDL الموضح في المعادلة (1)، ونموذج NARDL الموضح في المعادلة (4).

الجدول 2: اختبار الحدود للتكامل المشترك.

النموذج	فيشر المحسوبة	فيشر المجدولة	مستوى المعنوية 5%
ARDL	2.383	I(0)	3.23
		I(1)	4.35
NARDL	4.102	I(0)	2.86
		I(1)	4.01

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

نلاحظ من خلال الجدول2 أن إحصائية فيشر المحسوبة $F_{stat} = 2.383$ لاختبار التكامل المشترك في نموذج ARDL الخطي أصغر من إحصائية فيشر المجدولة للحد الأعلى I(1) عند مستوى معنوية 5%، وهذا ما يؤدي إلى قبول الفرضية الصفرية التي تنص على غياب علاقة تكامل مشترك متماثلة بين متغيرات الدراسة. أما بالنسبة لاختبار التكامل المشترك لنموذج NARDL فنلاحظ أن إحصائية فيشر المحسوبة $F_{stat} = 4.102$ وهي أكبر من إحصائية فيشر المجدولة للحد الأعلى I(1) عند مستوى معنوية 5%، وهذا ما يؤدي إلى رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة، أو بعبارة أخرى هناك علاقة تكامل مشترك غير متماثلة بين متغيرات الدراسة.

2.5 تفسير نتائج تقدير نموذج NARDL

يعرض الجدول 3 نتائج تقدير نموذجNARDL، بعد تحديد عدد التأخيرات الأمثل وفق معيار (schwarz information criterion)، حيث نلاحظ من خلال الجدول أن معلمة تصحيح الخطأ ذات إشارة سالبة كما أنها معنوية إحصائيا عند مستوى 5%، وهذا ما يؤكد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وبالتالي فإن سرعة تعديل الاختلالات من الأجل القصير إلى الأجل

الطويل تقدر بنحو 17.20%، أو بعبارة أخرى يمكن القول بأن سرعة تعديل الاختلالات ستستغرق حوالي 6 سنوات بالتقريب.

يظهر أيضا من خلال الجدول 3 وجود تأثير غير متماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في كل من الأجل القصير والأجل الطويل، بحيث نلاحظ أن الاحتمالات الحرجة لكل من إحصائية اختبارWald في الأجل القصير(W_{SR})والأجل الطويل(W_{LR})جاءت [0.00] وهي أصغر من مستوى معنوية 5%وهذا ما يؤدي إلى رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة.

الجدول3: نتائج تقدير نموذجNARDL.

نموذج تصحيح الخطأ			
المتغيرات	**المعلمات**	**إحصائية ستودنت**	**الاحتمال المقابل**
β_0	1.475518	3.282118	0.0015
$\Delta REER_t^+$	0.126625	1.657773	0.1010
$\Delta REER_t^-$	-0.206904	-3.095755	0.0026
ΔOP_t	-0.023985	-1.627022	0.1073
ΔCPI_t	-1.055640	-6.977070	0.0000
ECT_{t-1}	-0.172039	-3.564459	0.0006
نموذج الأجل الطويل			
α_0	8.576652	8.926819	0.0000
$REER_t^+$	0.736026	2.061654	0.0422
$REER_t^-$	-1.202658	-4.396763	0.0000
OP_t	0.088893	2.898629	0.0047
CPI_t	-2.331793	-4.880227	0.0000
اختبارات التماثل			
W_{LR}: 28.64412 [0.0000]W_{SR}: 8.592921 [0.0043]			
اختبارات تشخيص النموذج			
Serial Correlation LM (1): 1.14 [0.28]BPG Test: 1.22 [0.29]Serial Correlation LM (2)			

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9.

كما نلاحظ أيضا من خلال الجدول 3أن الانخفاض الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري$REER_t^+$سيكون له أثر إيجابي ومعنوي على الطلب النقدي في كل من الأجل القصير والأجل الطويل، ويعني هذا أن قيمة الأصول الأجنبية سترتفع نتيجة التدهور الحقيقي في الدينار، لذلك سيبيع المستثمرين الأصول/العملات الأجنبية لتحقيق مكاسب رأسمالية أو الحفاظ على حصة ثابتة من ثروتهم المستثمرة في الأصول المحلية، وبالتالي سيزداد الطلب على العملة المحلية، وتعتبر هذه النتيجة بمثابة تأكيد لوجود أثر الثروة.

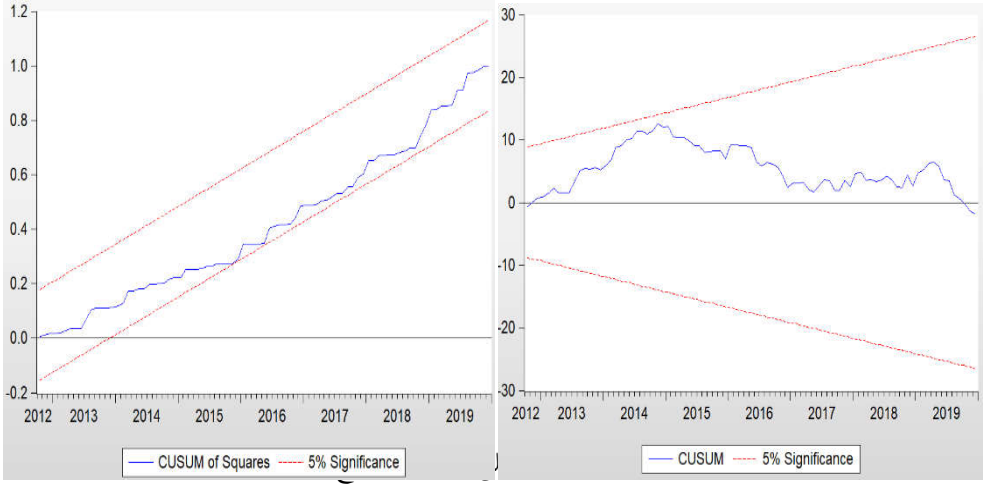
في حين يظهر من خلال نفس الجدول السابق أن الارتفاع الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري $REER_t^-$ سيكون له أثر سلبي ومعنوي على الطلب النقدي في كل من الأجل القصير والأجل الطويل، ويعني هذا أن الارتفاع الحقيقي في قيمة الدينار سيترتب عنها زيادة في الطلب على العملة المحلية وانخفاض في الطلب على العملات الأجنبية بسبب توقع المزيد من الارتفاع في القيمة الحقيقية للدينار أو توقع المزيد من الانخفاض في القيمة الحقيقية للعملات الأجنبية، وتعتبر هذه النتيجة بمثابة تأكيد لوجود أثر التوقع.

وقد أظهرت نتائج التقدير أيضا وجود أثر إيجابي ومعنوي لسعر النفط على الطلب النقدي في الأجل الطويل، فارتفاع سعر النفط سينتج عنه ارتفاع في مستوى الدخل الذي من شأنه أن يؤدي إلى زيادة الطلب على النقود من أجل المعاملات.

كما تبين أن لمؤشر أسعار المستهلكين أثر سلبي ومعنوي على الطلب النقدي في الأجل الطويل، وتعني هذه النتيجة أن ارتفاع التضخم سيتسبب في انخفاض الطلب على الدينار الجزائري وزيادة الطلب على الأصول الحقيقية الأخرى، بسبب ارتفاع تكلفة الفرصة البديلة لحيازة الدينار لذلك سيفضل المستثمرين امتلاك الأصول الحقيقية بدلا من الدينار.

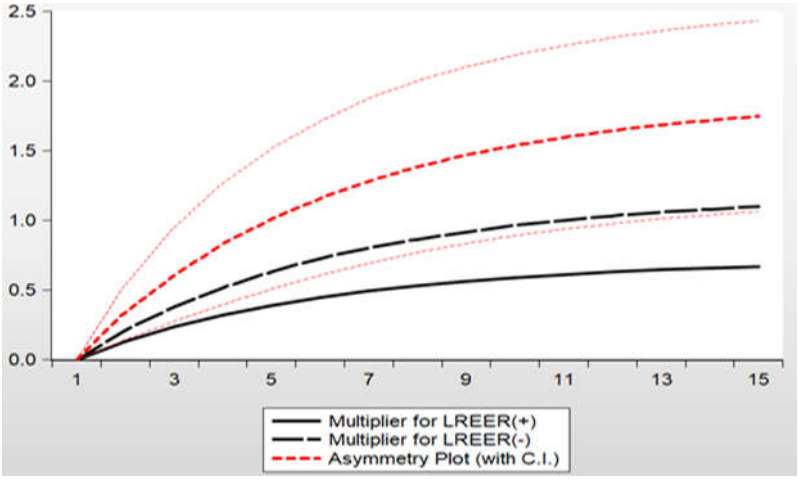
أما بالنسبة لاختبارات تشخيص النموذج المبينة في الجدول 3، فنلاحظ أن الاحتمال الحرج لإحصائية اختبار LM المحسوبة عند التأخير الأول والثاني كانت على الترتيب [0.28] و [0.54] وهي غير معنوية مما يدل على أن النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، كما جاء الاحتمال الحرج لإحصائية اختبار BPG المحسوبة [0.29] مما يدل على أن تباين الأخطاء ثابت كما أثبت اختبار ARCH أن التباين الشرطي للأخطاء ثابت، أما بالنسبة للاحتمال الحرج لإحصائية اختبار JarqueBera المحسوبة فكان [0.77] وبالتالي فإن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي، كما جاء الاحتمال الحرج لإحصائية اختبار Ramsey Reset المحسوبة [0.46] وهذا ما يؤكد صحة شكل النموذج المقدر.

الشكل 1:نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي.



بينما يبين الشكل 1 نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج المقدر والذي يتضح من خلاله أن كل من المجموع التراكمي للبواقي والمجموع التراكمي لمربعات البواقي تتحرك داخل حدود معنوية 5% مما يؤكد أن النموذج مستقر هيكليا.

الشكل 2:آثار المضاعفات الديناميكية.



يبين الشكل 2 الآثار الديناميكية للتغيرات الإيجابية والسلبية في سعر الصرف الفعلي الحقيقي حيث يستجيب الطلب النقدي الحقيقي بشكل أكبر للارتفاع الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري مقارنة مع الانخفاض الحقيقي في قيمة الدينار. وبالتالي يمكن القول أن المضاعفات الديناميكية المحسوب من نموذج NARDL مع الأثر غير المتماثل في الأجل الطويل المبين في الجدول 3يعتبران كدليل على حدوث تعديل غير خطي في الطلب النقدي الحقيقي استجابة للتغيرات الإيجابية والسلبية في سعر الصرف الفعلي الحقيقي، بحيث يهيمن على هذا التعديل التغيرات السلبية.

6. خاتمة:

سعت هذه الدراسة للتحقيق في الأثر غير المتماثل لسعر الصرف على الطلب النقدي في الجزائر، ولأجل هذا الغرض تناولنا الإطار النظري لعلاقة سعر الصرف بالطلب على النقود، بالإضافة إلى عرض بعض الدراسات التجريبية السابقة، أما بالنسبة للجانب التطبيقي فيمكن تلخيص أهم النتائج المتحصل عليها في النقاط التالية:

- الكشف عن وجود أثر غير متماثل لسعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي في الجزائر في كل من الأجل القصير والأجل الطويل من خلال Wald Test.
- وجود أثر إيجابي ومعنوي للانخفاض الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري على الطلب النقدي في كل من الأجل القصير والأجل الطويل، وكانت هذه بمثابة تأكيد لوجود أثر الثروة.
- وجود أثر سلبي ومعنوي للارتفاع الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري على الطلب النقدي في كل من الأجل القصير والأجل الطويل، وكانت هذه النتيجة بمثابة تأكيد لوجود أثر التوقع.
- يتأثر الطلب النقدي بشكل إيجابي ومعنوي بسعر النفط في الأجل الطويل، فارتفاع سعر النفط سيترتب عنه ارتفاع في مستوى الدخل باعتبار الجزائر دولية ريعية، وبالتالي سيؤدي ذلك إلى زيادة الطلب على النقود من أجل المعاملات.
- يتأثر الطلب النقدي بشكل سلبي ومعنوي بمؤشر أسعار المستهلكين في الأجل الطويل، فارتفاع التضخم سيتسبب في انخفاض الطلب على الدينار الجزائري وزيادة الطلب على الأصول الحقيقية الأخرى، بسبب ارتفاع تكلفة الفرصة البديلة لحيازة الدينار.
- يستجيب الطلب النقدي الحقيقي بشكل أكبر للارتفاع الحقيقي في قيمة الدينار الجزائري مقارنة مع الانخفاض الحقيقي في قيمة الدينار.

بناء على النتائج التي توصلنا إليها يمكن اقتراح التوصيات التالية:

- يجب على السلطات النقدية أخذ التأثير غير المتماثل لسعر الصرف الفعلي على الطلب النقدي بعين الاعتبار عند صياغة السياسة النقدية، نظرا للدور الكبير الذي يلعبه الطلب النقدي في نجاح أو فشل السياسة النقدية؛
- يجب على السلطات النقدية استغلال التأثير المتباين لتحسن وتدهور سعر الصرف الفعلي الحقيقي على الطلب النقدي لتحقيق مكاسب اقتصادية؛
- يعتبر ارتفاع الطلب على النقود بمثابة دليل على زيادة الأنشطة الاقتصادية في البلاد، لذلك يجب على السلطات النقدية السيطرة على التضخم لما له من تأثير سلبي كبير على الطلب النقدي في الجزائر؛
- يجب على السلطات النقدية استخدام المعروض النقدي كأداة للسياسة النقدية بعدما تبين من خلال اختبار الاستقرار الهيكلي أن الطلب على النقود كان مستقرا.

7. قائمة المراجع :

1. Aworinde, O. B., & Akintoye, I. R. (2019). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on money demand in Nigeria? *African Finance Journal, 21*(1), 50-66.
2. Bahmani-Oskooee, M., & Abera, G. (2019). Asymmetric effects of exchange rate changes on the demand for money in Africa. *Applied Economics, 51*(31), 3365-3375.
3. Bahmani□Oskooee, M., & Jungho, B. (2017). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on the demand for money in Korea? *Review of Economic Analysis, 9*(2), 155-168.
4. Bahmani-Oskooee, M., Xi, D., & Bahmani, S. (2016). Asymmetric effects of exchange rate changes on the demand for money in China. *Applied Economics Letters, 23*(15), 1104-1109.
5. Civcir, I. (2003). Money demand, financial liberalization and currency substitution in Turkey. *Journal of Economic Studies, 30*(5), 514-534.
6. Dobnik, F. (2011). Long-run Money Demand in OECD Countries Cross-Member Cointegration. *Ruhr Economic Papers*(237), 1-30.
7. Jafari, S. A., Gholizadeh, K. S., & Ghajari, M. (2013). The Impact of Exchange Rate on Demand for Money in Iran. *International Journal of Business and Development Studies, 5*(1), 39-60.
8. Mahmood, H., & Alkhateeb, T. T. (2018). Asymmetrical effects of real exchange rate on the money demand in Saudi Arabia: A nonlinear ARDL approach. *PLoS ONE, 13*(11), 1-12.
9. Mcgibany, J., & Farrokh, N. (1995). Exchange rate volatility and the demand for money in the US. *International Review of Economics & Finance, 4*(4), 411-425.
10. Mundell, R. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique, 29*(4), 475-485.
11. Sahadudheen, I. (2011). Demand for money and exchange rate: Evidence for wealth effect in India. *Undergraduate Economic Review, 8*(1), 1-17.
12. Shahzad, S. H., Nor, S. M., & Ferrer, R. (2017). Asymmetric determinants of CDS spreads: US industry-level evidence through the NARDL approach. *Economic Modelling*(60), 211-230.
13. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). New York: Springer.