تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري خلال الفترة (1986– 2019):مقاربة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL

The determination of the equilibrium real exchange rate of the Algerian Dinar during the period (1986-2019) :Anautoregressive distributed lag approach ARDL

محفوظ بشرى[1]*، بن معزو محمد زكرياء[2]

[1]جامعة باجي مختار بعنابة، مخبر (LRIEDD)، الجزائر، bouchra.mahfoud@univ-annaba.org

[2]جامعة باجي مختار بعنابة، مخبر (LRIEDD)، الجزائر، med-zakaria.benmaazou@univ-annaba.dz

تاريخ الاستلام: 2021/05/07 **تاريخ القبول: 2021/06/13**

الملخص: تهدف هذه الورقة إلى تقدير مسار طويل الأجل لسعر الصرف التوازني للدينار الجزائري للفترة الممتدة من 1986 إلى 2019وهذا باستخدام طريقة التكامل المشترك وفق نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL.

بينت النتائج أن سعر الصرف الحقيقي التوازني يتغير بمرور الوقت في الجزائر، وأن سلوكه على المدى الطويل يمكن تفسيره من خلالأن كل زيادة في أسعار النفط ودرجة الانفتاح التجاري بـ 1%سيؤدي إلى انخفاض سعر الصرف التوازني للدينار الجزائري بـ 0.1945 %،0.7585% على التوالي، أما الزيادة في حجم الفروق الإنتاجية وسعر الصرف الموازي بنسبة 1% ستؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني بـ 0.5275% و0.1625%، كما أظهرت النتائج أن تصحيح اختلال سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري عن مستواه التوازني يكون خلال أجل أقصاه4 أشهر و18 يوم، وأنه منذ نهاية 2003 بقي سعر الصرف الفعلي قريب من مستواه التوازني في ظل وجود انحرافات بسيطة.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الفعلي الحقيقي، سعر الصرف التوازني، نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع، الدينار الجزائري.

تصنيف JEL: C32،C51، F31.

Abstract: This paper aims to estimate a long-term path for the equilibrium exchange rate of the Algerian dinar for the period from 1986 to 2019, By using Co-integration method according to the ARDL model.

The findings revealed that Algeria has a time-varying long-run equilibrium exchange rate, and that its long-term behavior can be explained by each 1% increase in oil prices and degree of trade openness, resulting in a 0.1945 percent and 0.7585 percent decline in the equilibrium exchange rate of the Algerian dinar, respectively. Moreover, every 1% increase in the size of the production differences and the parallel exchange rate leads to a 1% increase in the real equilibrium exchange rate of 0.5275 percent and 0.1625 percent, respectively. The results also showed that the misalignment of the Algerian dinar's real effective exchange rate is corrected within Four months and 18 days. At the end of 2003, the Algerian dinar's real effective exchange rate was close to its equilibrium level, with minor deviations.

Key Words:Real effective exchange rate, Equilibrium exchange rate, ARDL model, Algerian dinar.

JEL Classification:C32 ،C51 ،F31.

*المؤلف المرسل.

1. مقدمة:

تؤثر ديناميكيات أسعار الصرف بقوة على الوضع العام للاقتصاد الكلي وهذا ما تم ملاحظته منذ سقوط نظام بريتون وودز والتوجه نحو تعويم الصرف في أوائل السبعينات، أين شهدت أسعار الصرف حركات غير منتظمة وتقلبات شديدة لا تعكس تغير المؤشرات الاقتصادية، فأدت إلى زعزعة الاستقرار الاقتصادي، مما أثار العديد من التساؤلات حول إمكانية وجود سعر صرف يضمن تحقيق التوازنات الكلية لاقتصاد ما.

دفع هذا العديد من الاقتصاديين للبحث عن المستوى الامثل لسعر الصرف التوازني لمعرفة آليات تحديده وبالتالي التوصل إلى إمكانية التحكم في مجالات تقلباته، حيث بينت العديد من البحوث والدراسات المرموقة أن تحركات سعر الصرف ليست عشوائية، بل يتم تحديده من خلال القيم الحالية والمستقبلية للأساسيات الاقتصادية التي تؤثر على التوازن الداخلي والخارجي وهذا باستخدام نظرية التكامل المشترك.

وفقا لـ Edwards (1989) فإن الدول النامية الأفضل أداءً هي التي يمكنها الحفاظ على سعر الصرف الحقيقي المناسب بالقرب من مستواه التوازني، وسعيا منهالتعديل القيمة الحقيقية للدينار الجزائري من أجل تصحيح الاختلالات الاقتصادية التي خلفها اتباع نهج الاشتراكية وكساد السوق البترولية في 1986 قامت السلطات النقدية الجزائرية باعتماد نظام التعويم المدار بداية من 1995، حيث أشارتكل من دراسة Koranchelian (2003)، Cashin et al(2005) ودراسة صندوق النقد الدولي (2013) أن سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري اقترب من مستواه التوازني بداية من 2003، إلا أنه يتوقع انحرافه عن المستوى المخطط له إذا استمر تراجع أسعار وحجم انتاج البترول.

إشكالية الدراسة:لتوقع التغيرات في سعر صرف العملة الوطنية بشكل أفضل والتعرف علىطبيعة العوامل التي هي مصدر تقلباته، سيكون من المجدي السعي لبناء نموذج اقتصادي قياسي لسعر صرف الدينار والذي سيسمح لنا بتوضيح العلاقات المحتملة بين سعر الصرف الحقيقي التوازني والأساسيات الاقتصادية المحددة له ومن ثم تحديد فترات اختلاله، في هذا السياق تحاولهذه الورقة البحثية الإجابة على الاشكالية التالية:

فيما تتمثل أهم العوامل المفسرة لسلوك سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري؟

فرضيات الدراسة:للإجابة على التساؤل الرئيسي ومن أجل الوصول إلى النتائج المرجوة سيتم التحقق من صحة الفرضيات التالية:

- ✓ **الفرضية الأولى:** باعتبار البترول السلعة رقم واحد الموجهة للتصدير في الجزائر، فإن التقلبات في أسعاره تؤثر على سلوك سعر الصرف الحقيقي التوازني في المدى الطويل.
- ✓ **الفرضية الثانية:**يعد الانفتاح التجاري المتغير الأكثر تأثيرا على سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري.
- ✓ **الفرضية الثالثة:** إن الفروق الإنتاجية (أثر Balassa-Samuelson): تأثرا إيجابيا على سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري.

✓ **الفرضية الرابعة:** هناك علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري وسعر الصرف الموازي في المدى الطويل.

أهمية الدراسة: تستمد الدراسة أهميتها من أهمية دراسة سعر الصرف بحد ذاته باعتباره حجر الأساس لأي اقتصاد فهو مؤشر لكفاءة أداء العملة، ووسيط بين الاقتصاد المحلي والاقتصاد العالمي، لذلك فإن دراسة العوامل المحددة لسعر الصرف التوازني للدينار الجزائري من خلال مقاربة اقتصادية قياسية تسمح بتحديد المستوى الأمثل له الذي يضمن تحقيق التوازنات الداخلية والخارجية، وبالتالي إتاحة الفرصة لمسيري السياسة الاقتصادية بتقييم مساهماتهم في النشاط الاقتصادي، وتصحيح اختلالات سعر الصرف الحقيقي الملاحظ نحو مستواه التوازني المقدر.

أهداف الدراسة: تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق الأهداف التالية:

- إجراء مسح للأدبيات النظرية والمقاربات التجريبية التي ساهمت في تفسير العلاقة بين سعر الصرف والأساسيات الاقتصادية المحددة له؛
- في ظل غياب محاولة جادة من قبل صانعي سياسة الصرف في الجزائر لإنشاء رقم قياسي لسعر الصرف التوازني، تحاول هذه الورقة البحثية بناء نموذج قياسي يعكس مسار سعر الصرف الحقيقي التوازني وهذا استنادا إلى متغيرات ماكرو اقتصادية تعكس واقع الاقتصاد الجزائري على غرار: سعر الصرف الموازي وأسعار البترول ...إلخ؛
- التعرف على فترات الاختلال التي مر بها سعر الصرف الفعلي الحقيقي والمدة اللازمة لتصحيحه نحو وضع التوازن.

حدود الدراسة:

الدراسة الحالية عالجت موضوع محددات سعر الصرف التوازني للدينار الجزائري في إطار حدود مكانية لدولة الجزائر أما فيما يخص الحدود الزمنية، فتم الاستعانة بسلاسل زمنية تمتد من 1986 إلى غاية 2019.

منهج الدراسة:

في إطار هذا العمل تم الاعتماد على المنهجين الوصفي والتحليلي للإلمام بالأطر النظرية، كما تمت الاستعانة بالأدوات الإحصائية من أجل بناء نموذج قياسي يفسر سلوك سعر الصرف التوازني على المدى القريب والبعيد وهذا استنادا إلى برمجية Eviews10.

هيكل الدراسة: وللإلمام بالموضوع والإجابة على الإشكالية المطروحة وتحقيق الأهداف المسطرة، تم تقسيم الدراسة إلى:

❖ تحليل سلوك سعر الصرف: بين النظرية والمقاربات التجريبية؛

❖ تقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري خلال الفترة (1986-2019).

2. تحليل سلوك سعر الصرف: بين النظرية والمقاربات التجريبية

يعد تحديد سعر الصرف من القضايا الرئيسة التي أسالت الكثير من الحبر في الأدبيات الاقتصادية للمالية الدولية. حيث ركزت البحوث في البداية على تفسير سلوك سعر الصرف الحقيقي وتحديد المتغيرات الأساسية التي تفسر تقلباته، أما في المرحلة الثانية تم تسليط الاهتمام على سعر الصرف التوازني الذي يضمن التوازن الداخلي والخارجي.

1.2 التأصيل النظري لمحددات سعر الصرف:

يمكن القول أن العديد من النظريات والنماذج المبكرة لتحديد سعر الصرف ركزت بشكل أساسي على العوامل الحقيقية في تفسير سلوك سعر الصرف. وتعتبر نظرية تعادل القوة الشرائية لـ Gustav Cassel (1918) من أولى الإسهامات النظرية التي وضعت تحليل للعوامل المفسرة لتقلبات سعر الصرف، والتي تقوم على فكرة أن قيمة عملة ما بالنسبة إلى أخرىتحدد من خلال كمية السلع والخدمات التي تسمح بالحصول عليها. (Alioui Fatima Zahra, 2016, pp. 39-41)

ومن بين الانتقادات الموجهة لنظرية تعادل القوة الشرائية نجد نظرية أثر Balassa-Samuelson (1964) التي بينت أن هناك سلع غير قابلة للتداول تدرج مع السلع القابلة للاتجار لتشكيل الرقم القياسي للأسعار (Virginie Coudert, 2004, p. 28)، من هنا فإن أسعار السلع الاستهلاكية تتفاوت بين الاقتصادات مع مرور الوقت بسبب الفروق في مستويات الإنتاجية، حيث الاقتصادات ذات الإنتاجية المرتفعة في السلع القابلة للتداول مقارنة بالسلع الغير قابلة للاتجار تكون مستويات الأسعار فيها مرتفعة مقارنة بالاقتصادات الأخرى، فتنخفض بذلك قيمة عملتها المحلية ومنه يرتفع سعر الصرف.(Devereux Michael B, 2014, p. 16)

كما تم تفسير سلوك سعر الصرف على المدى الطويل من خلال منهج المرونات القائم على التدفقات التجارية (السلع والخدمات)، حيث ترى هذه النظرية أن زيادة صادرات بلد ما مقارنة بوارداته سيدفع القيمة الخارجية للعملة للارتفاع والعكس صحيح. (Dominick Salvatore, 2008, p. 596)

أما النظريات والنماذج الحديثة نسبيا ركزت على العوامل والمتغيرات المالية البحتة في تفسير تقلبات سعر الصرف في المديين المتوسط والقصير، حيث نجد نظرية تكافؤ معدلات الفائدة التي تقوم على أن الاختلاف في معدلات الفائدة بين البلدان تدفع المستثمرين إلى تحويل أموالهم إلى الاقتصادات ذات العائد الكبير على الأصول متسببة في تقلبات سعر الصرف.(Steve Suranovic, 2012, p. 822)

كما أن نموذج المحفظة يعتبر من النماذج الحديثة التي ساهمت في تفسير تقلبات سعر الصرف وذلك أن المستثمر يقوم بتوزيع ثروته بين الأصول بالعملة الوطنية وتلك المقومة بالعملات الأجنبية، وأن سعر الصرف شديد الحساسية لمعدلات الفائدة والعرض والطلب على الأصول المالية، وعليه فإن ارتفاع معدلات الفائدة الأجنبية مقارنة بالمحلية يدفع المستثمر إلى التخلي على الأصول المالية المحلية والتحول إلى الأصول الأجنبية، وبالتالي تنخفض قيمة العملة المحلية ومنه ارتفاع سعر صرفها مقابل العملات الأجنبية الأخرى. (Djezzar Hanane, 2014, p. 42)

منذ تسعينيات القرن الماضي وجهت الأبحاث لدراسة سعر الصرف الفعلي الحقيقي المتوافق مع توازن الاقتصاد الكلي الداخلي والخارجي، والتي كانت في البداية فكرة Nurkse سنة 1944 إلا أنه تم تطوير هذه النظرية بفضل اقتراح العديد من النماذج التي تحدد سعر الصرف التوازني من بينها: نموذج سعر الصرف الأساسي للتوازن FEER لـ Williamson(1994) المحدد لسعر الصرف الحقيقي التوازني الذي يجب أن يولد حسابا جاريا يساوي تدفق رأس المال الأساسي دون وجود للقيود التجارية.(Madouni Mourad, 2014, p. 213)

أما مقاربة سعر الصرف التوازني السلوكي BEER الذي تم تطويرها من قبل MacDonald (1997) وMacDonald&Clark (1998)، أين نمذجا سلوك سعر الصرف في المدى الطويل من خلال النظر في تقلباته الدورية والمؤقتة عن طريق أخذ أي قيمة وليس بالضرورة عند قيم التوظيف الكاملة للأساسيات التالية: فروق معدلات الفائدة، معدلات التبادل التجاري وصافي الوضعية الخارجية للبلد.(Reza Siregar, 2011, pp. 16-18)

في المقابل نموذج سعر الصرف الحقيقي الطبيعي NATREX لـ Stein (1994، 1995، 2002) والذي يهدف إلى نمذجة الأساسيات التالية: الادخار، الإنتاجية، كثافة رأس المال وصافي الديون للأجانب، التي تؤثر على تدفق رأس المال طويل الأجل المطلوب وبالتالي على سعر الصرف الحقيقي التوازني. (Chaouche Saloua Nassima et d'autres, 2020, p. 2)وبعبارة أخرى يهدف نموذج NATREX إلى تحديد سعر الصرف الحقيقي الذي يضمن توازن ميزان المدفوعات في غياب العوامل الدورية(الإنتاج عند مستواه الممكن)، تدفقات رأس المال المضاربة والتغيرات في احتياطيات النقد الأجنبي.(Antoine Bouveret et Henri Sterdyniak, 2005, p. 253)

إضافة إلى النماذج السابقة والتي خصصت لدراسة محددات سعر الصرف التوازني في الدول المتقدمة، ظهرت العديد من الإسهامات التجريبية الخاصة بالدول النامية والتي نذكر منها:

S. Edwards (1994) الذي قدم عملا رائدا لتحديد سعر الصرف الحقيقي المتوازن للاقتصادات النامية التي يفترض أنها تنتج ثلاث أنواع من السلع (سلع قابلة للتصدير، سلع مستوردة وسلع غير قابلة للتداول)، في هذا النموذج فإن سعر الصرف الحقيقي الفعلي دالة في الأساسيات التالية: معدل النمو الإجمالي لعوامل الإنتاجية، شروط التبادل التجاري، نسبة الإنفاق الحكومي على الناتج المحلي الإجمالي، الانفتاح التجاري وكذلك بعض المتغيرات الأخرى التي فسرت على أنها لا تؤثر على سعر الصرف الفعلي الحقيقي ولكن من المحتمل أن تتسبب في انحرافه عن التوازن. حيث بين أن العوامل الحقيقية والنقدية تلعب دورًا على المدى القصير، ولكن العوامل الحقيقية فقط لها تأثير على سعر الصرف الحقيقي في المدى الطويل.(Siroos Khadem Alomoom, 2010, p. 18)

أما V. Coudert (1999) وضعت نموذجا يشتمل على تطور الاتجاه للسعر النسبي للسلع القابلة للتداول مقارنة بالسلع غير القابلة للتداول (تأثير Balassa)، واستدامة الدين الخارجي المرتبط بدفع الفوائد كمحددات طويلة الأجل لسعر الصرف الحقيقي للدول النامية.(Amel Allahoum, 2006, p. 5)

2.2 محددات سعر الصرف: في ظل المقاربات التجريبية

على الرغم من أن الأدب التجريبي يحتوي على الكثير من الدراسات التي اهتمت بتحديد سعر الصرف إلا أنها اختلفت في قضية اختيار المتغيرات التفسيرية التي تؤثر على سلوكه، ومن بين هذه الدراسات نجد:

SorsaPiritta(1999) في دراسته لتأثير تحرير التجارة على سعر الصرف الحقيقي للجزائر في الفترة 1980-1997 استعان بالمتغيرات التالية : (سعر الصرف الفعلي الحقيقي، مؤشر التجارة، سعر البترول الحقيقي، الإنفاق الحكومي، إنتاج البترول وإنتاج المحروقات) ، وبتطبيق نموذج EL_Badawi (1994) و نموذجBaffes and other (1997) بينت نتائج الدراسة أن تخفيض الحماية التجارية من شأنه أن يقلل سعر الصرف الحقيقي في الجزائر والذي بدوره سيحسن القدرة التنافسية للصادرات غير النفطية.(Piritta Sorsa, 1999)

Lahcen Achy (2001)قدر سعر الصرف الحقيقي المتوازن ودرجة الاختلال لخمس عملات في منطقة MENA ومن بينهم الدينار الجزائري للفترة الممتدة من 1970-1987، من خلال تطبيق نموذج Edward وEL_Badawi (1994)، واستخدام طريقة التكامل المشترك لمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة طويلة الأمد بين الأساسيات (معدل التبادل التجاري، الانفتاح التجاري، صافي تدفقات رأس المال، الاستهلاك الحكومي للسلع الغير قابلة للتداول) وسعر الصرف الحقيقي، أظهرت نتائج البحث أن جميع المعاملات سلبية بالنسبة للدول الخمس وذات دلالة إحصائية وهي متوافقة والتوقعات النظرية، كما بينت الدراسة أن الدول الخمس أظهرت مستوى معينًا من المبالغة في تقييم سعر الصرف خلال السنوات الأخيرة من فترة العينة.(Lahcen ACHY, 2001)

Cashin and alPaul(2003) وضعوا نموذج توازن سعر الصرف الحقيقي يعرف بنموذج تعادل القوة الشرائية للسعر السلعي والإنتاجية النسبيةلـ 58 دولة مصدرة للسلع الأساسية خلال الفترة 1980-2002، وهذا لدراسة ما إذا كانت أسعار الصرف الحقيقية لهذه البلدان والأسعار الحقيقية لصادراتها السلعية تتحرك معًا بمرور الوقت، للوصول إلى ذلك تم إنشاء مؤشرات شهرية جديدة لأسعار تصدير السلع المحلية وهذا باستخدام بيانات صندوق النقد الدولي حول الأسعار العالمية لـ 44 سلعة وحصص تصدير السلع الوطنية، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأمد بين سعر الصرف الحقيقي الوطني وأسعار السلع الحقيقية في ثلث البلدان المنخفضة الدخل والمصدرة للسلع الأساسية، وأن سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل ليس ثابتًا بل يتغير بمرور الوقت، حيث ترجع التحركات في السعر الحقيقي إلى التغير في صادرات السلع الأساسية.(Paul Cashin and al, 2003)

Ehsan U. Choudhriو Mohsin S. Khan (2004) في دراسة لهم منشورة في صندوق النقد الدولي تبحث فيما إذا كانت تأثيرات Balassa-Samuelson يمكن أن تفسر السلوك طويل الأجل لأسعار الصرف الحقيقية في 16دولة نامية خلال الفترة الممتدة من 1976 إلى 1994، وبتطبيق نموذج المربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS) واختيار الولايات المتحدة لتكون الدولة المرجعية، توصلت الورقة إلى أن الاختلاف بين الولايات المتحدة والدول النامية في السعر النسبي للسلع غير المتداولة وشروط التبادل التجاري هي محددات مهمة لسعر الصرف الحقيقي على المدى

الطويل، علاوة على ذلك فإن فروق إنتاجية العمل لها تأثير كبير في المدى الطويل على فروق الأسعار النسبية، وهذه الأخيرة لها تأثير كبير على سعر الصرف الحقيقي. (Ehsan U. Choudhri and Mohsin S. Khan, 2004)

Taline Koranchelian (2005) من خلال ورقة عمل منشورة لدى صندوق النقد الدولي قدر مسار سعر الصرف الحقيقي للتوازن في المدى الطويل للجزائر للفترة الممتدة من 2003-1970، وبأخذ سعر الصرف الفعلي الحقيقي دالة في الإنتاجية النسبية بين القطاعات القابلة للتداول وغير القابلة للتداول (تأثير Balassa-Samuelson)، إضافة إلى سعر البترول الحقيقي كمتغير وكيل لشروط التجارة، واعتمادا على نموذج Cashin et al (2003) توصلت الورقة البحثية إلى أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي في الجزائر على المدى الطويل متغير بمرور الوقت ، ويعتمد على تحركات الإنتاجية النسبية وأسعار النفط الحقيقية، إضافة إلى ذلك خلصت الدراسة إلى أنه يتم تعديل انحرافات سعر الصرف الحقيقي عن مستوى توازنه في حدود (9 أشهر)، وأن سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري في نهاية 2003 ظل قريب من قيمته المرجعية. (Taline Koranchelian, 2005)

Udoye Rita (2009) درست محددات سعر الصرف الحقيقي للنيرة النيجيرية خلال الفترة الممتدة من 1970 إلى 2006، حيث اعتمدت على الأساسيات الاقتصادية التالية : معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، سعر الفائدة، معدل التضخم و الانفتاح التجاري في تفسير سلوكها، وبتطبيق نموذج الانحدار التلقائي للتأخر الموزع (ARDL-ECM) أظهرت النتائج إلى وجود علاقة طويلة الأمد بين سعر الصرف الحقيقي ومتغيرين توضيحيين فقط هما : معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي والانفتاح التجاري. (UDOYE RITA A, 2009)

3. تقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري خلال الفترة (1986–2019)

في إطار البحث عن نموذج بسيط يوضح أهم العوامل التي تؤثر في سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري ومن ثم تقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري، تم الاستناد إلى نموذج Edward (1989) ودراسة كل من Cashin and al (2001) و Koranchelian (2005) باعتبارهم قد اهتموا بدراسة الاقتصادات الصغيرة المنفتحة على العالم الخارجي، والتي من المفترض أن تنتج السلع القابلة للتصدير (البترول في حالة الجزائر) وغير القابلة للتداول، وتستهلك السلع المستوردة وغير قابلة للتداول.

1.3 توصيف متغيرات النموذج:

في هذا الصدد استخدمت سلسلة زمنية تضم 34 مشاهدة وهذا خلال الفترة الممتدة (1986-2019)، أين تم الاعتماد على المتغيرات التالية:

- مؤشر سعر الصرف الحقيقي الفعلي (REE):وهو الذي يعطي صورة كاملة عن مدى التغير الذي يحدث في القدرة التنافسية للبلد، تم حسابه بمؤشر الأسعار (100=2010)، بياناته مأخوذة من قاعدة بيانات الإحصائيات المالية الدولية (IFS) لصندوق النقد الدولي؛
- أسعار البترول (Oil): يعتبر متغير مهم في تحديد سعر صرف الدينار الجزائري على اعتباره السلعة الأولى المصدرة في الجزائر، تم الاستعانة بوكالة الطاقة الدولية IEA لاستخراج بيانات أسعار البرنت الحقيقي

(100=2005)،باعتباره السعر المرجعي للبترول الجزائري "صحاري بنلند" في ظل وجود فارق بسيط بينهما يقدر بـ 1 دولار صعودا ونزولا، كما أن أغلب الدراسات التي بحثت في موضوع محددات سعر الصرف الجزائري استخدمت أسعار البرنت الحقيقي بدل صحاري بنلند من بينها دراسة Taline Koranchelian(2005)؛

- الانفتاح التجاري (Open): ويحسب على انه مجموع الصادرات(X) والواردات(M) نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي(GDP)، حيث أن قيم كل من الصادرات، الواردات والناتج المحلي الإجمالي تم أخذها بالدولار الثابت(dollar US constante of 2010) الذي يأخذ التضخم والانكماش بعين الاعتبار،البيانات مستخرجة من قاعدة بيانات البنك الدولي؛
- الفروق الإنتاجية أو أثر (Balassa-Samuelson): يعبر عن الفرق في الإنتاجية بين قطاعي الصادرات والاستيراد (الأجنبي) أو بين القطاعات التجارية المحلية والأجنبية، وكذا الفرق في الإنتاجية بين القطاعات غير التجارية الأجنبية والمحلية، وبما أن الجزائر تعتمد بالأساس على تصدير سلعة وحيدة (البترول) ولا توجد بها قطاعات إنتاجية حقيقية سيتم استخدام متغير وكيل(Proxy Variable) تم اقتراحه من طرف Achy (2000)، وهو النسبة بين نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر والناتج الداخلي الخام للفرد للشركاء التجاريين للجزائر مقاسا بالعملات المحلية الجارية، البيانات مأخوذة من قاعدة بيانات البنك الدولي؛

كما تم إضافة متغير جديد في هذه الدراسة وهو سعر الصرف الموازي (P_EXCH) نظرا لخصوصية الاقتصاد الجزائري وهذا استنادا إلى دراسة Mohsen Bahmani-Oskooee and al (2002)، حيث بينوا من خلال سلسلة زمنية تمتد من 1973إلى 1990 لعينة تتكون من 49 دولة لها سعر صرف مزدوج، أنه على المدى الطويل فإن سعر الصرف الرسمي سيتكيف مع سعر الصرف الموازي ليصل إلى مستوى التوازن، حيث تم تقدير معامل الانحدار على أنه قريب من الوحدة مما يعني أنه على المدى الطويل سيتم إغلاق الفجوة بين السعر الرسمي وسعر الصرف الموازي، البيانات مأخوذة من موقع البيانات المالية العالمية؛

وبأخذ جميع المتغيرات باللوغاريتم النيبيري الطبيعي يمكن كتابة النموذج الذي يصف القيمة التوازنية لسعر الصرف الفعلي الحقيقي في المدى الطويل كالتالي:

$$Ln\ REE = \beta_0 + \beta_1 Ln\ (oil) + \beta_2 Ln\ (open) + \beta_3 Ln(GDP) + \beta_4 Ln(P_EXCH) + \varepsilon_t$$

2.3دراسة استقرارية السلاسل الزمنية

تعد الاستقرارية مفهوم مهم في تحليل السلاسل الزمنية وشرط ضروري لتفادي الوصول إلى نتائج مضللة ومزيفة، وبما أن أغلبية السلاسل الزمنية الاقتصادية والمالية تتغير عبر الزمن فهي تأخذ اتجاه عام صعودي أو نزولي مما يؤدي إلى الوقوع في مشكلة الانحدار الزائف عند التقدير (Shay Palachy, 2019) ، لهذا في البداية يتم اختبار مدى استقرارية السلاسل وتحديد درجة تكامل متغيرات الدراسة وهذا باستخدام اختبار Augmented Dickey Fuller.

أظهرت نتائج اختبار Augmented Dickey Fuller الموضحة في الجدول 01 أدناه أن سلسلة سعر الصرف الفعلي الحقيقي مستقرة عند المستوى، حيث القيمة الاحتمالية للاختبار أقل من 5%وهذا يعني أن السلسلة متكاملة من الدرجة (I(0 ، أما السلاسل الزمنية للمتغيرات التالية: (سعر البترول،الانفتاح التجاري، الفروق الإنتاجية وسعر الصرف الموازي) غير مستقرة في صورتها الأصلية، حيث أن القيم الإحصائية أقل من القيم الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، كما أن القيم الاحتمالية تفوق 0,05 مما يعني قبول H_0 القائلة بوجود جذر الوحدة، وبعد أخذ الفرق الأول أصبحت هذه السلاسل مستقرة أي أنها متكاملة من الدرجة الأول(1).

الجدول 1: نتائج اختبار جذر الوحدة لجميع المتغيرات باستخدام ADF عند مستوى 5%

المتغيرات	Augmented Dickey Fuller		القيمة الاحتمالية	نتيجة التكامل
	عند المستوى	عند الفرق الأول		
Ln (REE)	* -3.06358 ** -2.95402	/	*** 0.0394	I(0)
Ln(Oil)	-1.41335 -2.95402	-5.14787 -2.95711	0.5638 0.0002	I(1)
Ln(Open)	0.97766 -2.95402	-3.23914 -2.96041	0.9953 0.0271	I(1)
Ln(GDP)	-2.75938 -2.95402	-8.15285 -2.95711	0.0752 0.0000	I(1)
Ln(P_Exch)	-1.25840 -2.95402	-4.61795 -2.95711	0.6368 0.0008	I(1)

المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى مخرجات برمجية Eviews 10

*القيمة الإحصائية ** القيمة الحرجة عند 5% *** القيمة الاحتمالية P_Value

نلاحظ من خلال ما سبق أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة متكاملة من درجة I(0) ومن الدرجة I(1)، ولغرض قياس العلاقة بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي والمتغيرات المستقلة على المديين البعيد والقريب فإنهلا يمكن استخدام في هذه الحالة طرق التكامل المشترك التقليدية المقترحة من قبل Engelو Granger (1987) وJohansen (1991) والتي تتطلب قيود من بينها أن تكون جميع متغيرات الدراسة متكاملة من نفس الدرجة، في هذه الحالة اقترح كل من Pesaran and al (2001) اختبار تكامل مشترك يتلاءم مع الاختلاف في درجات استقرارية السلاسل الزمنية يسمى بنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL أو اختبار الحدود للتكامل المشترك، حيث يمكن تطبيقه في حال كانت المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى أو من الدرجة صفر أو مزيج بينهما، ولا يمكن استخدامه إذا كانت أحد السلاسل مستقرة عند الفرق الثاني(Jonas Kibala Kuma, 2018, pp. 3-4)

يعد نموذج ARDL من فئة النماذج الديناميكية التي تأخذ بالحسبان التأثيرات الزمنية في شرح المتغير (مدة التعديل، التوقعات ... الخ)، حيث يمكن تفسير المتغير التابع في هذه النماذج بقيمه المتأخرة وقيم المتغيرات التفسيرية الحالية وإبطائها بفترة زمنية واحدة أو أكثر، فهي بذلك تمزج بين خصائص نماذج الانحدار الذاتي (**A**uto**R**egressive Model) ونماذج فترات الإبطاء الموزعة(**D**istributed **L**ag Model) لتقدر علاقات التكامل المشترك في الأجلين الطويل والقصير في معادلة واحدة عوض معادلتين ويكون شكلها كما يلي:(Jonas Kibala Kuma, 2018, p. 24)

$$ARDL\ (p,\ q)\ :Yt = \beta_0 + \sum\gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum\delta_i \Delta X_{t-i} + \varphi_1 Y_{t-1} + \phi_1 X_{t-1} + \mu_t$$

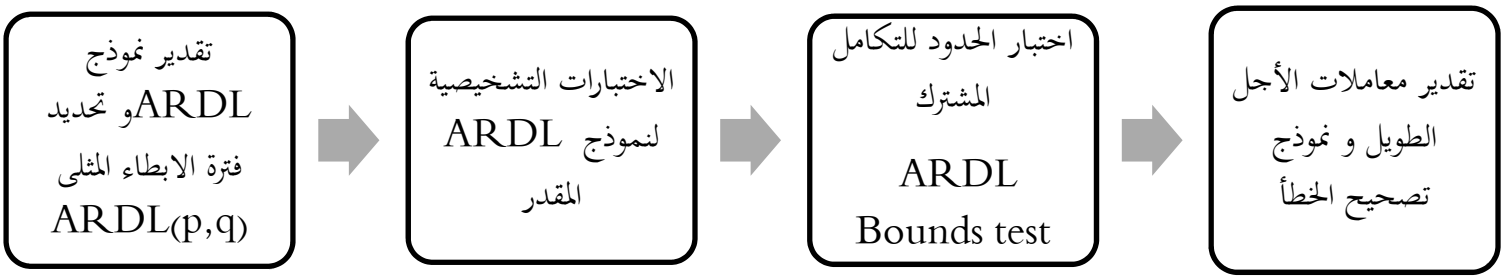
حيث:

Δ: معامل الفرق الأول؛ β_0: الحد الثابت ؛ γ_i و δ_i: معاملات الانحدار في المدى القصير ؛ φ_1 و ϕ_1: معاملات الانحدار في المدى الطويل؛ μ_t: حد الخطأ (الضجة البيضاء).

3.3 تقدير التكامل المشترك وفقا لنموذج ARDL

لتقدير النتائج فإن نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL يمر بالمراحل التالية الموضحة في الشكل 01:

الشكل رقم 01: مراحل اختبار التكامل المشترك ARDL

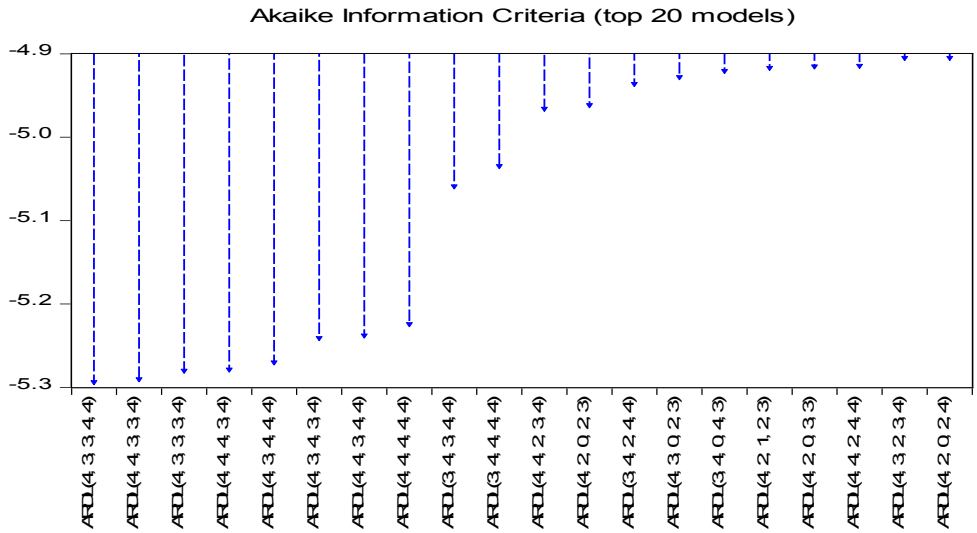


المصدر: من إعداد الباحثين

1.3.3 تقدير نموذج ARDL وتحديد فترة الإبطاء المثلى (p,q) ARDL

لتحديد فترات الإبطاء المثلى للنموذج سيتم الاعتماد على معيار Akaike حيث يتم اختيار عدد التأخيرات الموافقة لأقل قيمة من هذا المعيار لكل متغير، وبعد تقدير معادلة الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL تم التوصل إلى أن فترات الإبطاء المناسبة لجميع متغيرات الدراسة هي(4,3,3,4,4)ARDL،فهو بذلك يعتبر أفضل نموذج من بين 19 نموذجا آخر تم تقديره لأنه يقدم أقل قيمة من معيار Akaike، والشكل 02 الموالي يوضح ذلك:

الشكل 02: تحديد فترات الإبطاء المثلى لنموذج ARDL



المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10

2.3.3 الاختبارات التشخيصية لنموذج ARDL(4,3,3,4,4) المقدر

للتأكد من مدى جودة النموذج المختار وخلوه من المشاكل القياسية المعروفة تم إجراء الاختبارات التشخيصية والنتائج ملخصة في الجدول 02 الموالي:

الجدول 02: نتائج الاختبارات التشخيصية للنموذج المقدر

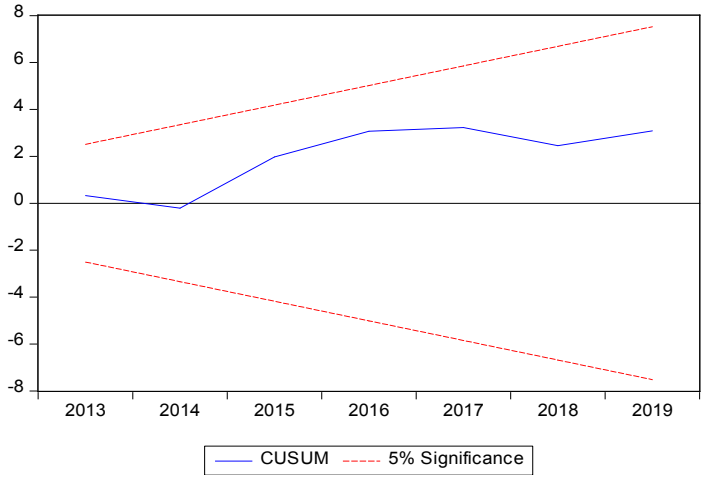
فرضية الاختبار (الفرضية العدمية)	الاختبارات	القيمة الاحصائية	القيمة الاحتمالية
لا توجد مشكلة الارتباط الذاتي التسلسلي	Breusch-Godfrey	0.701626	0.5210
ثبات تباين حد الخطأ في النموذج المقدر	Breusch-Pagan-Godfrey	0.404870	0.9571
بواقي معادلة الانحدار تتوزع توزيعا طبيعيا	Jarque-Bera	1.085662	0.5811
لا تعاني الدالة من مشكلة عدم التحديد	Ramsey Test (Fisher)	0.053659	0.8245

المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى مخرجات برمجية Eviews 10

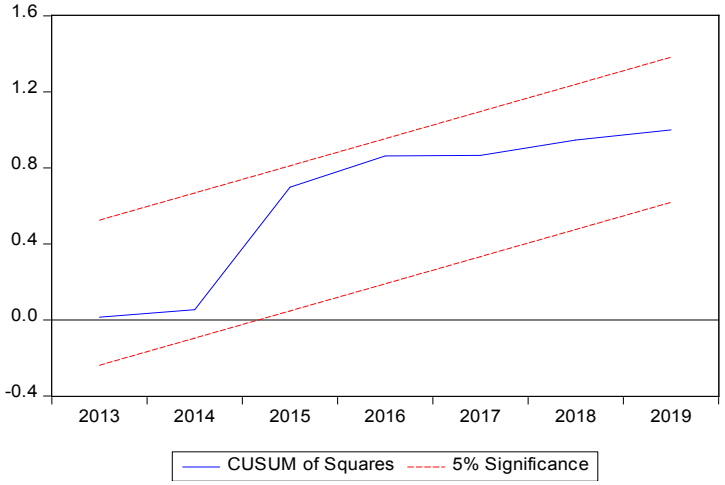
يتبين من خلال النتائج المبينة في الجدول 02 أن الفرضيات العدمية لجميع الاختبارات التشخيصية مقبولة حيث أن جميع القيم الاحتمالية للاختبارات تفوق مستوى المعنوية 5%، هذا معناه أن النموذج المقدر جيد بشكل عام.

ولاختبار مدى خلو بيانات الدراسة من التغيرات الهيكلية ومدى ثبات المعلمات طويلة الأجل مع نظيرتها قصيرة الأجل، تم الاعتماد على اختبار المجموع التراكمي للبواقي الراجحة (CUSUM)وكذا اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي الراجحة (CUSUM of Squares)المقترح من قبل Brownet al (1975)، والنتائج موضحة في الشكل التالي:

الشكل 03: المجموع التراكمي للبواقي



الشكل 04: المجموع التراكمي لمربعات البواقي الراجحة الراجحة



المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن مخطط إحصائيات CUSUMو CUSUM of Squares ظل داخل الحدود الحرجة 5% مما يدل على استقرارية الثابت ومتوسطات المتغيرات من جهة، واستقرارية في ميول المعلمات وتباين البواقي من جهة أخرى على طول فترة الدراسة، أي أن المعلمات طويلة الأجل مستقرة و منسجمة مع المعلمات قصيرة الأجل.

3.3.3 اختبار الحدود للتكامل المشترك ARDL Bounds test

بناءا على تقدير نموذج ARDL ومن أجل اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي والمتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج، قدم Pesaran et al (2001) طريقة تعرف باختبار الحدود BoundsTestingApproach، الذي يقوم على التحقق من مدى صحة الفرضية القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وذلك بمقارنة القيمة الإحصائية F مع القيم الحرجة للحدود العليا والدنيا المقترحة.

حيث إذا كانت: القيمة الإحصائية F تفوق الحدود الحرجة العليا هذا معناه يوجد تكامل مشترك، أما إذا كانت أقل من الحدود الحرجة الدنيا فهذا يدل على غياب التكامل المشترك، وفي الحالة التي تكون فيها القيمة الإحصائية محصورة بين قيمتي الحدود الحرجة الدنيا والعليا فالنتيجة تكون غير محددة، والنتائج مبينة في الجدول 03 الموالي:

الجدول 03: نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك (ARDL Bounds test)

المتغيرات	ln(REE), ln(Oil), ln(Open), ln(GDP), ln(P_Exch)	
الفرضية العدمية	لا يوجد تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة	
قيمة إحصائية Fisher	10.42917	
القيم الحرجة	الحدود الحرجة العليا I(1)	الحدود الحرجة الدنيا I(0)

%1	4.37	3.29
%5	3.49	2.56
%10	3.09	2.2

المصدر: من إعداد الباحثين استنادا إلى مخرجات Eviews 10

تؤكد النتائج المبينة في الجدول 03 أعلاه وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، حيث أن قيمة إحصائية Fisher والمقدرة بـ 10.42917 أكبر من القيم الحرجة العليا والدنيا عند عتبات المعنوية (1%، 5% و10%).

4.3.3 تقدير معاملات الأجل الطويل ونموذج تصحيح الخطأ

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي والمتغيرات المستقلة يمكن الآن تقدير معاملات الأجل الطويل وتحديد ديناميكيات الأجل القصير.

أ. تقدير معاملات الأجل الطويل

باستخدام الإجراءات التي حددها Pesaran and al(2001) تم قياس العلاقة في الاجل الطويل وهذا اعتمادا على نموذج(4,3,2,2,3)ARDL، حيث أفرزت النتائج على أن جميع معاملات المتغيرات المستقلة بما فيها الحد الثابت ذات دلالة إحصائية عند مستوى المعنوية 5%، وبهذا فإن المعادلة في الأجل الطويل تقدر كما يلي:

$$EC= Ln(REE)-(-0.1945*Ln\ (oil)\ -0.7585*Ln\ (open)\ +0.5275*Ln(GDP)\ +0.1625*Ln(P_{_EXCH})\ +\ 4.4167)\ (\mathbf{1})$$

يمكن تفسير نتائج تقدير الدراسة في الأمد الطويل كالآتي:

- معامل انحدار سعر البترول الحقيقي سالب ومعنوي، مما يدل على وجود علاقة عكسية بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي والأسعار الحقيقية للبترول، حيث الارتفاع في هذا الأخير بـ 1% سيؤدي إلى انخفاض مستوى سعر الصرف الفعلي الحقيقي بنسبة 0.1945% هذه النتيجة متناقضة مع ما جاءت به النظرية الاقتصادية ودراسة Taline Koranchelian(2005)، لكنها متوافقة مع دراسة Abderrezak Benhabib and al (2014) يمكن تفسير ذلك بمدى قصور سياسة الصرف المنتهجة من قبل السلطات النقدية على الرغم من انتهاج نظام الصرف العائم المدار، مما يدل على أن سعر صرف الدينار الجزائري لا يستجيب للصدمات النفطية التي يتعرض لها، ومرد ذلك إلى طبيعة الاقتصاد الجزائري القائم على تصدير سلعة وحيدة(المحروقات) واستيراد أغلبية السلع، مما يجبر صانعي السياسة في البلاد إلى تقييم سعر الصرف الحقيقي أكثر من قيمته للحصول على الواردات بأقل تكلفة؛
- كما أسفرت نتائج الدراسة عن وجود علاقة عكسية ومعنوية بين الانفتاح التجاري وسعر الصرف الفعلي الحقيقي عند عتبة المعنوية 5%، أي أن الارتفاع في درجة الانفتاح التجاري بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الفعلي الحقيقي بـ0.7547%هذه النتيجة متوافقة مع ما جاءت به النظرية الاقتصادية وواقع الاقتصاد الجزائري، حيث تركيز الاقتصاد

الوطني منصب حول تصدير سلعة وحيدة وعدم مرونة الجهاز الإنتاجي بسبب عزوف المستثمرين على الاستثمار في القطاعات المنتجة بسبب الإجراءات البيروقراطية أدى إلى ضعف وعدم قدرة الصادرات خارج قطاع المحروقات على المنافسة الخارجية، ما جعل الاقتصاد الجزائري في حالة تبعية لأسواق الاقتصادات المنتجة وبالتالي أدى هذا إلى إغراق السوق الجزائرية بالسلع الأجنبية (أصبح سوقا استهلاكيا بالنسبة للدول المنتجة)، فارتفعت فاتورة استيراد السلع خاصة في ظل تطبيق برامج الإنعاش الاقتصادي والتي كانت لها الأثر المباشر على انخفاض القيمة الحقيقية الفعلية للدينار الجزائري؛

- مرونة الفروقات الإنتاجية موجبة ومعنوية وتقدر بـ 0.5275% مما يدل على وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي والفروقات الإنتاجية، حيث الزيادة بـ 1 %في قيمة GDP للفرد تؤدي إلى رفع سعر الصرف الحقيقي بنسبة 0.5275% هذه النتيجة متطابقة مع ما أتت به النظرية الاقتصادية، دراسة Edward(1989) ودراسة Taline Koranchelian(2005)، إلا أنها لا تعكس الصورة الحقيقية لواقع الاقتصاد الوطني الذي لا يعتمد على قطاع السلع القابلة للاتجار(الصناعة والزراعة) ولا التكنولوجيا في زيادة مستوى الإنتاجية وبالتالي زيادة رواتب العمال، بل نجد أن تحسن مستوى الدخل الفردي ناتج بالأساس عن تحسن عوائد الريع البترولي، وهو ما يثبت أن الاقتصاد الجزائري يعاني من أعراض المرض الهولندي نظير إتباعه سياسة "*الكل بترول*" « *Le tout pétrole* ».

حيث الزيادة في الفوائض المالية المتأتية من عوائد الريع البترولي وجهت لتنشيط الطلب الفعال من خلال زيادة الإنفاق الحكومي على المشاريع التنموية كالبنى التحتية وبرامج الإسكان، غير أن زيادة الاستهلاك تم تغطيتها بالواردات وهو ما أدى إلى تراجع في قطاع الصناعة المحلية، في المقابل انتعش قطاع الخدمات (النقل، التوزيع والاتصالات) والذي زادت أسعاره النسبية كنتيجة لتأثير الإنفاق مما أدى إلى زيادة المستوى العام للأسعار وبالتالي ارتفاع مستويات سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار؛

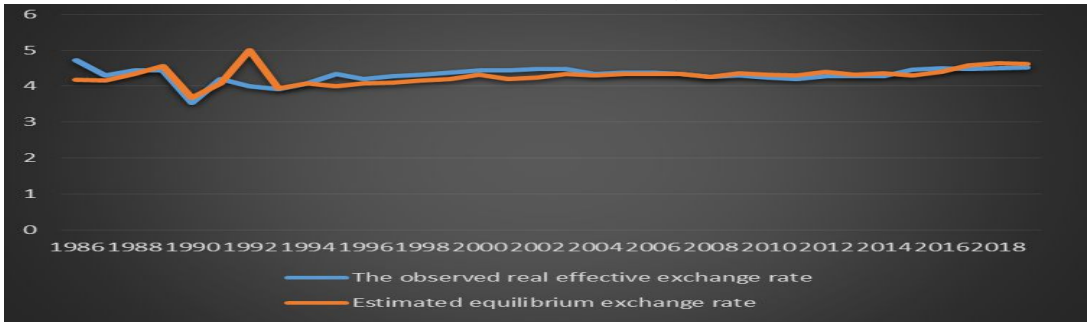
- في الأخير تم التوصل إلى أن العلاقة بين سعر الصرف الموازي والرسمي طردية على المدى الطويل، حيث الارتفاع بقيمة 1% في سعر الصرف الموازي يؤدي إلى زيادة سعر الصرف الرسمي بـ 0.1625% وهي متوافقة مع ما جاءت به دراسة Mohsen Bahmani-Oskooee and al (2002) والنظرية الاقتصادية وواقع الاقتصاد الجزائري، وهذا ما يفسر سياسة تخفيض قيمة الدينار الجزائري التي باشرتها السلطات النقدية منذ بداية الإصلاحات الاقتصادية والتي كان لها هدفين: هدف معلن وهو تقريب الدينار الجزائري من مستواه الحقيقي باعتباره كان مسعر بأعلى من قيمته، أما الثاني فيمكن اعتباره ضمني لعدم الإعلان الصريح للسلطات النقدية عنه وهو تقليص حجم علاوة السوق السوداء (black market premium) التي تتزايد بشكل كبير(حيث قدرت حسب تقرير صندوق النقد الدولي لسنة 2018 بـ50%)، وذلك بتقريب السعر الرسمي إلى سعر الصرف الموازي لأن وجود الفجوة بين السعرين تؤثر على الأداء الكلي للاقتصاد.

ب. ديناميكية المدى القصير

بالنظر إلى وجود تكامل مشترك بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي والمتغيرات المستقلة، فما هي سرعة تعديل التوازن في المدى الطويل بعد حدوث انحراف في سعر الصرف الفعلي الحقيقي في المدى القصير؟ للإجابة على هذا التساؤل تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM والنتائج موضحة في الملحق08.

تبين النتائج أنه على الرغم من وجود انحرافات سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري عن مستواه التوازني، إلا أنه يعود إلى مستواه المرجعي في المدى الطويل، وهذا ما تثبته إشارة حد تصحيح الخطأ (ECT) السالبة والمعنوية عند مستوى الثقة 5% والتي تقدر قيمتها بـ (2.602983-)، فهي تشير إلى تصحيح ما نسبته 2.6029%من انحراف سعر الصرف الفعلي الحقيقي في المدى القصير عن مستواه التوازني في المدى الطويل، أي أن سرعة العودة إلى وضع التوازن في الأجل الطويل تقدر بـ ((1/2.602983)*12)= 4 أشهر و18 يوم، والشكل الموالي يوضح ذلك:

الشكل 05: سعر الصرف الحقيقي الملاحظ وسعر الصرف التوازني المقدر (1986–2019)



المصدر: من إعداد الباحثين

يبين الشكل أعلاه سعر الصرف الفعلي الحقيقي الملاحظ وسعر الصرف التوازني المقدر الذي تم استنتاج قيمه في كل فترة من خلال تعويض قيم الأساسيات المحددة له في المعادلة (1).

يمكن القول أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري قد شهد اختلالات عديدة منذ بداية فترة الدراسة إلى غاية سنة 2019، فخلال (1986–1988) يُلاحظ أن سعر الصرف الفعلي الحقيقي تجاوز قيمته الحقيقية التوازنيةمما يعني أنه كان مقوم بأكثر من قيمته الحقيقية التوازنية، غير أنه قُيِّم بأقل من قيمته التوازنية خلال (1989–1993)، ليفوق بعد ذلك مستواه المرجعي خلال الفترة (1994–2002)،لكنه ظل قريب من مستواه المرجعي في حدود انحرافات بسيطة بداية من سنة 2003 ليستمر على ما هو عليه إلى غاية نهاية فترة الدراسة.

4. الخاتمة

نظرا لأهمية سعر الصرف التوازني في تحقيق التوازنات الداخلية والخارجية التي يهدف إلى تحقيقها أي اقتصاد يتبنى إدارة سياسة اقتصادية ذات توجه خارجي، جاءت هذه الدراسة في محاولة لتحديد وتقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري لمعرفة مدى كفاءته في أداء وظائفه الاقتصادية، واستنتاج فترات انحرف سعر الصرف الفعلي الحقيقي عن مستواه التوازني، من أجل ذلك تمت الاستعانة بالأساسيات المحددة له المتمثلة في (سعر البترول، الانفتاح التجاري والفروق

الإنتاجية) والتي اقترحها نموذج Edward (1989) ودراسة كل من Cashin and al (2001) وKoranchelian(2005) كونهم اهتموا بدراسة الاقتصادات النامية المنفتحة على العالم الخارجي، بالإضافة إلى سعر الصرف الموازي على اعتباره محدد مهم وهذا حسب دراسة Mohsen Bahmani-Oskooee and al (2002) ، وعلى ضوء ذلك تم التحقق من الفرضيات المقترحة حيث:

- تؤيد نتائج المتوصل إليها صحة الفرضية الأولى القائلة بأن تقلبات سعر البترول تؤثر على سلوك سعر الصرف الحقيقي التوازني في المدى الطويل، وهذا ما أثبتته مرونة البترول السالبة والمقدرة بـ 0.1945% والتي تدل على أنه يوجد علاقة عكسية بين أسعار البترول وسعر الصرف الحقيقي التوازني.
- أثبتت مرونة الانفتاح التجاري والمقدرة بـ 0.7585% صحة الفرضية الثانية والتي تنص على أنه المتغير الأكثر تأثيرا على سلوك سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري.
- كما تم التوصل إلى صحة الفرضية الثالثة، حيث أثبتت النتائج أن هناك علاقة طردية بين سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري وسعر الصرف الموازي في المدى الطويل، وهذا يدعم فكرة أن السلطات النقدية تعمل على تقريب سعر الصرف الرسمي إلى السعر الموازي ليتوافق مع مستواه التوازني.
- أما فيما يخص الفرضية الرابعة فقد أظهرت مرونة الفروق الإنتاجية والمقدرة بـ 0.5275% أنها تأثرا إيجابيا على سعر الصرف الحقيقي التوازني للدينار الجزائري في المدى الطويل.

وبالاستناد إلى نموذج ARDL توصلت الدراسة إلى جملة من النتائج نوردها فيما يلي:

- تقدير العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي التوازني والأساسيات المحددة له أظهر أنه يتأثر إيجابيا بتغير الفروق الإنتاجية وسعر الصرف الموازي، غير أنه يتأثر سلبيا بأسعار النفط ودرجة الانفتاح التجاري؛
- تشير النتائج إلى أن سعر الصرف الحقيقي التوازني شديد الحساسية لدرجة الانفتاح التجاري، وهذا طبيعي ومتوقع نظرا لاعتماد السوق الجزائرية على أكثر من 85% من السلع المستوردة (خاصة السلع الأوروبية)، فزيادة أسعار فاتورة الواردات سيؤدي إلى التحول نحو السلع المحلية على اعتبارها اقل ثمنا وبالتالي يزداد الطلب عليها، وبما أن الجهاز الإنتاجي المحلي لا يتسم بالمرونة الكافية لمواجهة الطلب المتزايد فإن ذلك سينعكس في صورة زيادة الأسعار المحلية ومنه انخفاض في قيمة العملة؛
- المرونة الإيجابية لسعر الصرف الموازي تدل على أن سعر الصرف الرسمي والموازي يتحركان معا وفي نفس الاتجاه على المدى البعيد، وهذا يعكس مدى حرص السلطات النقدية التي تسعى إلى تكييف سعر الصرف الرسمي مع سعره في السوق الموازية وتقليص الفجوة بينهما التي بلغت حسب تقرير 2018 لصندوق النقد الدولي 50% ليصل إلى التوازن؛
- الاقتصاد الجزائري يعاني من أعراض العلة الهولندية وهذا ما أثبته أثر Balassa-Samuelson، حيث تحسن مستويات دخول الأفراد لم يكن نتيجة تحسن إنتاجية قطاع الصناعة ولا الزارعة ولا التكنولوجيا، بل نتيجة تحسن عوائد الريع الذي وجه لتحفيز الطلب الفعال والذي كان على حساب الواردات بدل الإنتاج المحلي مما أدى إلى انخفاض قيمة العملة ومنه ارتفاع سعر الصرف الفعلي الحقيقي ليبتعد بذلك عن مستواه التوازني المخطط؛

- ترى هذه الدراسة أن سياسة إدارة النقد الأجنبي التي تتبعها الجزائر فعالة إلى حد ما، فعلى الرغم من وجود انحرافات سعر الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري عن مستواه التوازني، إلا أنه يعود إلى مستواه المرجعي في المدى الطويل بعد التصحيح، كما لوحظ بأن فترة التوازن لا تدوم طويلا إلا أن الانحرافات التي يشهدها سعر صرف الحقيقي للدينار الجزائري بعد 2003 طفيفة، تعكس حرص السلطات النقدية الجزائرية على اتباع سياسة جيدة تجعل سعر الصرف الفعلي دائمًا قريبًا من قيمة توازنه وهذا لتحقيق التوازنات الماكرو اقتصادية المنشودة.

على ضوء النتائج المتوصل إليها آنفا تحاول هذه الدراسة تقديم بعض الاقتراحات والتوصيات لصناع السياسة الاقتصادية في الجزائر على النحو التالي:

- ضرورة تشجيع، دعم ومرافقة الشباب على ممارسة العمل الحر، وخلق لهم أرضية مناسبة لإنشاء مؤسساتهم الناشئة وهذا رغبة في زيادة وتنويع الصادرات المحلية خارج قطاع المحروقات، على اعتبارها المنفذ الوحيد للتقليل من فاتورة الواردات التي هي في زيادة مستمرة، وكذلك لتجنب الصدمات الناتجة عن تذبذب أسعار البترول وتدني إنتاجه أين زيادة السحب من الاحتياطي الأجنبي الذي هو في الأساس غطاء للعملة المحلية سيؤدي إلى انهيار قيمتها؛
- محاربة السوق الموازية التي تمتص السيولة المصرفية من خلال تفعيل العمل بمكاتب الصرف وهذا لدعم استقرار معدلات التضخم وبالتالي تحسين قيمة العملة.

5. قائمة المراجع:

1. Books:

- Dominick Salvatore, (2008), Economie internationale, (F. L. Hannequart, Trad.), Boeck Université, Bruxelles/ Belgique ;
- Steve Suranovic, (2012), International Economics: Theory and Policy, Saylor Foundation ,George Washington University, Washington/USA ;

2. Journal articles:

- Amel Allahoum, (2006), Le taux de change réel d'équilibre, le niveau de développement et la soutenabilité de la dette extérieure en Algérie, analyse économétrique (1975/1997), Cahiers du CREAD, N(75), p 5 ;
- Antoine Bouveret et Henri Sterdyniak, (2005), Les modèles de taux de change équilibre de long terme, dynamique et hystérèse, Revue de l'OFCE, p 253 ;
- Chaouche Saloua Nassima et d'autres, (2020), L'approche macroeconomique du taux de change réel d'équilibre: Application au taux de change Algerien- Model NATREX, Revue des Réformes Economiques et Intégration En Economie Mondiale,vol 14, N(01), p 2 ;
- Devereux Michael B, (2014), Real exchange rates and the Balassa-Samuelson effect revisited, National Bureau of Economic Research (NBER),N (04), p 16 ;
- Ehsan U. Choudhri and Mohsin S. Khan, (2004), Real Exchange Rates In Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?, IMF Working Paper, WP/04/188 ;

- Lahcen ACHY, (2001), Equilibrium Exchange Rate and Misalignment In Selected MENA Countries, MPRA Paper, N (4799) ;
- Madouni Mourad, (2014), Mésalignement dutaux de change réel Algérien modèle D'edwards 1964-2013, Revue d'Economie et de management, vol 13, N(2), p 213 ;
- Paul Cashin and al, (2003), Commodity currencies and the real exchange rate, Central Bank of Chile ,Working Papers N(236) ;
- Piritta Sorsa, (1999), Algeria : The real exchange rate, Export Diversification, and Trade Protection, IMF Working Papers N (99/49) ;
- Reza Siregar, (2011), The Concepts of Equilibrium Exchange Rate: A Survey of Literature, The South East Asian Central Banks (SEACEN)- Research and Training Centre, Staff Paper N(81), pp 16-18 ;
- Sebastian Edwards, (1989), Real exchange rates in the developing countries: Concepts and measurement, National Burreau of economic research, Working Paper N(2950) ;
- Taline Koranchelian, (2005), The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: Algeria's Experience, IMF Working Paper N(05/135) ;
- Virginie Coudert, (2004), Comment évaluer l'effet Balassa-Samuelson dans les pays d'Europe centrale et orientale?, Direction générale des opération, Bulletin de la banque de France N 122.

3. Theses :

- Alioui Fatima Zahra, (2016), Les déterminants du taux de change en Algérie :Quelle ampleur du taux de change parallèle ?, Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de DOCTORAT 3ème Cycle, Université Aboubakr Belkaïd , Tlemcen, Algerie ;
- Djezzar Hanane, (2014), Modélisation Econométrique Du Taux de Change Du Dinar Algérien par rapport au dollar américain, Mémoire présenté pour l'obtention du diplôme de Magister En Sciences Economiques, Université d'Alger 3, Algerie ;
- Siroos Khadem Alomoom. (2010), The Determinants of the Real Exchange Rate and the Role of These Fundamental Factors in New Zealand's Economy, Theses Submitted in partial fulfillment of the requirements for the Degree of Master of Science in Banking and Finance, Eastern Mediterranean University , Gazimağusa, North Cyprus,turkey ;
- UdoyeRita A, (2009), The determinants of exchange rate in Nigeria. A research project for the award of M.Sc in economics-PG/M.Sc/ 07/43765University of Nigeria, Nsukka, Nigeria.

4. **Internet websites:**

- Jonas Kibala Kuma, (2018), Modélisation ARDL-Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto: éléments de théorie et pratiques sur logiciels, HAL archives-ouvertes.fr, Retrieved from https://hal.archives-ouvertes.fr/cel-01766214, pp 3-4, Consulted in 13-03-2021 ;

– Shay Palachy, (2019), Detecting stationarity in time series data,Retrieved fromhttps://towardsdatascience.com/detecting-stationarity-in-time-series-data-d29e0a21e638, Consulted in 13-03-2021.

6. الملاحق:

الملحق 01: تقدير نموذج ARDL

Dependent Variable : LREE
Method : ARDL
Date : 06/10/21 Time : 15:00
Sample (adjusted) : 1990 2019
Included observations : 30 after adjustments
Maximum dependent lags : 4 (Automatic selection)
Model selection method : Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic) : LOIL LOPEN LGDP LTCH_PARA
Fixed regressors : C
Number of models evalulated : 2500
Selected Model : ARDL (4, 3, 3, 4, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LREE (-1)	-0.255173	0.235562	-1.083254	0.3146
LREE (-2)	-0.296881	0.172898	-1.717087	0.1297
LREE (-3)	-0.793569	0.255269	-3.108756	0.0171
LREE (-4)	-0.257360	0.110585	-2.327258	0.0528
LOIL	-0.205136	0.028532	-7.189791	0.0002
LOIL (-1)	-0.104621	0.065189	-1.604884	0.1526
LOIL (-2)	-0.047772	0.038503	-1.240736	0.2547
LOIL (-3)	-0.148741	0.057132	-2.603450	0.0352
LOPEN	-0.106391	0.245207	-0.433882	0.6774
LOPEN (-1)	-0.521723	0.329292	-1.584381	0.1571
LOPEN (-2)	-0.796507	0.387905	-2.053355	0.0791
LOPEN (-3)	-0.549702	0.258896	-2.123258	0.0714
LGDP	0.694183	0.062984	11.02155	0.0000
LGDP (-1)	0.061105	0.164706	0.370997	0.7216
LGDP (-2)	0.119752	0.135851	0.881493	0.4073
LGDP (-3)	0.441361	0.184504	2.392143	0.0480
LGDP (-4)	0.056691	0.074037	0.765706	0.4689
LTCH_PARA	0.058568	0.027714	2.113303	0.0724
LTCH_PARA (-1)	-0.040915	0.030311	-1.349847	0.2191
LTCH_PARA (-2)	0.063748	0.028794	2.213902	0.0624
LTCH_PARA (-3)	0.180319	0.035098	5.137520	0.0013
LTCH_PARA (-4)	0.161193	0.062219	2.590725	0.0359
C	11.49669	2.172068	5.292971	0.0011

R-squared	0.998491	Mean dependent var	4.274419
Adjusted R-squared	0.993747	S.D. dependent var	0.208539
S.E. of regression	0.016490	Akaike info criterion	-5.294100
Sum squared resid	0.001903	Schwarz criterion	-4.219848
Log likelihood	102.4115	Hannan-Quinn criter.	-4.950437
F-statistic	210.5038	Durbin-Watson stat	1.993263
Prob (F-statistic)	0.000000		

الملحق 02: نتائج اختبار Breusch–Godfrey للارتباط الذاتي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.031784	Prob. F(2,5)	0.9689
Obs*R-squared	0.376614	Prob. Chi-Square(2)	0.8284

الملحق 03: نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

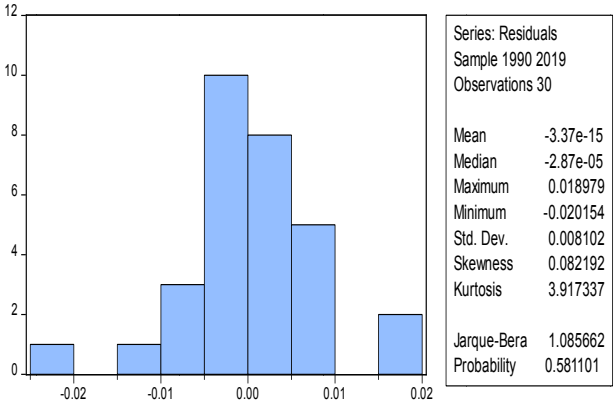
F-statistic	0.750324	Prob. F(22,7)	0.7180
Obs*R-squared	21.06654	Prob. Chi-Square(22)	0.5166
Scaled explained SS	1.673029	Prob. Chi-Square(22)	1.0000

الملحق 04: نتائج اختبار Ramsey

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: LREE LREE(-1) LREE(-2) LREE(-3) LREE(-4) LOIL LOIL(-1) LOIL(-2) LOIL(-3) LOPEN LOPEN(-1) LOPEN(-2) LOPEN(-3) LGDP LGDP(-1) LGDP(-2) LGDP(-3) LGDP(-4) LTCH_PARA LTCH_PARA(-1) LTCH_PARA(-2) LTCH_PARA(-3) LTCH_PARA(-4) C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.231644	6	0.8245
F-statistic	0.053659	(1, 6)	0.8245

الملحق 05: نتائج اختبار التوزيع الطبيعي



الملحق 06: نتائج اختبار الحدود

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	10.42917	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

الملحق 07: نتائج تقدير المرونات في الأجل الطويل

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOIL	-0.194496	0.017846	-10.89883	0.0000
LOPEN	-0.758485	0.080796	-9.387681	0.0000
LGDP	0.527507	0.045862	11.50206	0.0000
LTCH_PARA	0.162472	0.008023	20.25049	0.0000
C	4.416738	0.114598	38.54107	0.0000

EC = LREE - (-0.1945*LOIL -0.7585*LOPEN + 0.5275*LGDP + 0.1625 *LTCH_PARA + 4.4167)

الملحق 08: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable : D(LREE)
Selected Model : ARDL (4, 3, 3, 4, 4)
Case 2 : Restricted Constant and No Trend
Date : 06/10/21 Time : 15:30
Sample : 1986 2019
Included observations : 30

ECM Regression
Case 2 : Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D (LREE (-1))	1.347810	0.130723	10.31044	0.0000
D (LREE (-2))	1.050929	0.173412	6.060311	0.0005
D (LREE (-3))	0.257360	0.054503	4.721928	0.0022
D(LOIL)	-0.205136	0.014583	-14.06659	0.0000
D (LOIL (-1))	0.196513	0.022833	8.606401	0.0001
D (LOIL (-2))	0.148741	0.027092	5.490145	0.0009
D(LOPEN)	-0.106391	0.103929	-1.023691	0.3401
D (LOPEN (-1))	1.346209	0.178849	7.527071	0.0001
D (LOPEN (-2))	0.549702	0.125794	4.369845	0.0033
D(LGDP)	0.694183	0.013120	52.90835	0.0000
D (LGDP (-1))	-0.617804	0.060204	-10.26177	0.0000
D (LGDP (-2))	-0.498052	0.099718	-4.994581	0.0016
D (LGDP (-3))	-0.056691	0.036164	-1.567599	0.1610
D(LTCH_PARA)	0.058568	0.015455	3.789508	0.0068
D (LTCH_PARA (-1))	-0.405259	0.041983	-9.652899	0.0000
D (LTCH_PARA (-2))	-0.341511	0.040980	-8.333585	0.0001
D (LTCH_PARA (-3))	-0.161193	0.029657	-5.435309	0.0010
CointEq (-1)*	-2.602983	0.251321	-10.35719	0.0000

R-squared	0.998455	Mean dependent var	0.003046
Adjusted R-squared	0.996265	S.D. dependent var	0.206084
S.E. of regression	0.012594	Akaike info criterion	-5.627433
Sum squared resid	0.001903	Schwarz criterion	-4.786715
Log likelihood	102.4115	Hannan-Quinn criter.	-5.358480
Durbin-Watson stat	1.993263		