أثر التحرير المالي على قناة سعر الصرف في الجزائر: دراسة قياسية للفترة 1980–2019

The Impact of Financial Liberalization on the Exchange Rate Channel in Algeria: Econometric Study During the Period 1980-2019

النعماوي امينة*

مخبر دراسات التنمية المكانية وتطوير المقاولاتية في الجزائر، جامعة أحمد دراية، أدرار، الجزائر.

naamamina63@gmail.com

سي بشير وسيلة

مخبر دراسات التنمية المكانية وتطوير المقاولاتية في الجزائر، جامعة أحمد دراية، أدرار، الجزائر.

sibachirwasila@univ-adrar.edu.dz

تاريخ الإرسال: 2020/12/01 تاريخ القبول: 2021/08/01 تاريخ النشر: 2021/12/16

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى قياس أثر التحرير المالي على قناة سعر الصرف في الجزائر خلال الفترة (1980– 2019) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الزمنية المبطأة (ARDL)، باعتماد المتغيرات التالية: سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري (REX) كمتغير تابع يعبر عن قناة سعر الصرف، أما المتغيرات المستقلة تعكس مؤشرات التحرير المالي ممثلة في: حجم الوساطة المالي (M2/GDP) ، الاستثمار الأجنبي الوافدكنسبة من الناتج الداخلي الخام (IIF/GDP) الائتمان الموجه للقطاع الخاص كنسبة من الناتج الداخلي الخام (CPS/GDP). بعد المرور بمختلف الاختبارات الخاصة بالنموذج توصلنا الى النتائج التالية: وجود علاقة طردية بين حجم الوساطة المالية وسعر الصرف الحقيقي، ووجود علاقة عكسية بين الائتمان المقدم للقطاع الخاص كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي والاستثمارات الوافدة كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي وسعر الصرف الحقيقي في الأجلين القصير والطويل، هذا ما يعكس اهمية تفعيل قناة سعر الصرف في الجزائر.

الكلمات المفتاحية: تحرير مالي، قناة سعر الصرف، سعر الصرف في الجزائر، نموذج (ARDL)

Abstract :

This study aims to measure the effect of financial liberalization on the exchange rate channel in Algeria during the period (1980-2019) using the Auto- Regrassive Distributed Lags (ARDL) model using both: real exchange rate of the Algerian dinar (REX) as a dependent variable expressing the exchange rate channel, where independent variables reflect indicators of financial liberalization represented in: the size of financial intermediation (M2 / GDP), inward foreign investment as a percentage of gross domestic product (IIF / GDP), and the credit toward private sector as a percentage of gross domestic product (CPS / GDP). After going through various tests of the model, we extracted important results for instance, there is a positive relationship between the size of financial intermediation and real exchange rate. Also, there is an obverse relationship between credits provided to private sector, investment flow, and real exchange rate as a percentage of GDP in both short and long terms. This reflects the importance of activating the exchange rate channel in Algeria.

Key Words: Financial liberalization, Exchange Rate Channels, Exchange rate in Algeria, (ARDL) model.

JEL Classification: E52, C51.

* مرسل المقال: النعماوي امينة *(naamamina63@gmail.com)*

المقدمة:

عرفت الأوضاع الاقتصادية الدولية العديد من التطورات بداية تسعينات القرن العشرين مست مختلف الجوانب الاقتصادية؛ فبانهيار الاتحاد السوفياتي والتخلي عن النظام الاشتراكي وبروز ظاهرة العولمة، تحولت العديد اقتصاديات نحو اقتصاد السوق وما يفرضه هذا الأخير من تقليص تدخل الدولة في الاقتصاد، والتخلي عن سياسة الكبح المالي والتي بين كل من الاقتصاديين (ماكنون وشو) أنها تؤدي إلى انخفاض حجم الوساطة المالية خاصة في الدول النامية، وبدأ بذلك التوجه نحو سياسات التحرير المالي والتي تعد سياسة تحرير أسعار الصرف أهمها.

يعد سعر الصرف من أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تتحكم فيها السلطة النقدية لتحقيق أهدافها؛ إذ يعتبر سعر الصرف من أهم قنوات نقل أثر التغير في السياسة النقدية للاقتصاد الحقيقي حسب ما جاءت به النظريات الاقتصادية التي عالجات قنوات انتقال السياسة النقدية إلى الاقتصاد الحقيقي، وباعتبار أنه لا يمكن تحقيق أهداف السياسة النقدية بمعزل عن النظام المالي لدوره المهم في عمل السياسة النقدية؛ فإن أي تطور يؤثر على هيكل أوشروط النظام المالي سيكون له أثر على عمل السياسة النقدية وقنوات نقل أثرها إلى النشاط الحقيقي، وتختلف فعالية سعر الصرف بين البلدان المتقدمة والنامية، حيث ترتبط بمستوى تطور النظام المالي ودرجة الانفتاح الاقتصادي.

فسياسات الكبح المالي التي تبنتها الجزائر في ظل تبني الاقتصاد الموجه من خلال تثبيت أسعار الصرف حيث كان هذا الأخير مقوم بأعلى من قيمة الحقيقية، غيبت دور سعر الصرف في الاقتصاد وظهر ذلك جليا خلال أزمة انخفاض أسعار النفط سنة 1986 والتي نتج عنها اختلالات في التوازنات الكلية من ارتفاع معدلا التضخم والبطالة، عجز ميزان المدفوعات، ماجعل الجزائر تلجأ تبني اصلاحات اقتصادية للتقليل من حدة الأوضاع الاقتصادية ترتكز على سياسة التحرير المالي، من بينها تحرير أسعار الصرف لتحقيق أسعار صرف حقيقية موجبة.

إشكالية الدراسة: من خلال ما تم تقديمه يمكن طرح الإشكالية التالية: **مامدى تأثير مؤشرات التحرير المالي على قناة سعر الصرف في الجزائر خلال الفترة 1980-2019؟**

فرضيات الدراسة: من خلال طرح إشكالية الدراسة قمنا بصياغة الفرضيات التالية:

- توجد علاقة توازنية طويلة الأجل وذات دلالة إحصائية بين مؤشرات التحرير المالي وسعر الصرف الحقيقي؛
- تؤثر مؤشرات التحرير المالي بالإيجاب على سعر الصرف الحقيقي.

أهداف الدراسة: الهدف من هذه الدراسة هو تحديد العلاقة بين التحرير المالي وسعر الصرف الحقيقي من خلال قياس أثر واتجاه هذه العلاقة في الجزائر خلال الفترة 1980-2019،بالإضافة إلى معرفة أثر التحرير المالي على فعالية قناة سعر الصرف في نقل أثر السياسة النقدية.

منهجية الدراسة: تم الاعتماد في هذه الدراسة على المنهج الوصفي المتعلق بالجانب النظري، والمنهج التحليلي لتحليل نتائج الدراسة، والمنهج القياسي باستخدام نموذج(ARDL) لقياس أثر مؤشرات التحرير المالي على سعر الصرف الحقيقي في الجزائر خلال الفترة 1980-2019، وذلك بالاستعانة ببرنامج Eviews10.

الدراسات السابقة: تناولت العديد من الدراسات أثر التحرير المالي على فعالية قناة سعر الصرف نذكر منها:

دراسات متعلقة بالدول الأجنبية

- **دراسة: (Olajide Oyadeyi, Temidayo Akinbobola, 2020)** بعنوان: **Financial Development and Monetary Transmission Mechanism in Nigeria (1986-**2017)**،** هدفت هذه الدراسة إلى قياس أثر التنمية المالية على آليات الانتقال النقدي في نيجريا خلال الفترة (1986-2017) باستخدام نموذج (ARDL)، شملت متغيرات الدراسة بيانات ربع سنوية لكل من قنوات السياسة النقدية (تم استخدام سعر الفائدة كمؤشر لقناة سعر الفائدة، بسعر الصرف كمؤشر لقناة سعر الصرف والائتمان المقدم للقطاع الخاص كمؤشر لقناة الائتمان، وجميع مؤشرات الأسهم كمؤشر لقناة أسعار الأصول، بينما تم استخدام مؤشر أسعار المستهلك للتعبير عن قناة التوقعات)، أما مؤشرات التحرير المالي اختلفت هذه الدراسة عن الدراسات المتعلقة بالموضوع حيث استخدمت المؤشرات التالية: تطور القطاع المصرفي، تطور أسواق رأس المال وتطور سوق السندات وكذلك تحرير الأسواق المالية. توصلت نتائج الدراسة إلى أن مؤشرات التحرير المالي أثرت بدرجات متفاوتة على قنوات السياسة النقدية. وكان تأثيرها قوي على قناة سعر الفائدة، بينما أثرت بشكل ضعيف على قناة سعر الصرف.

- دراسة (Adam Elnourne, Jakob de Haan, 2006) بعنوان: **structure and Financial monetary policy transmission in transition countries**، هدفت هذه الدراسة إلى تحديد إلى أي مدى يرتبط الانتقال النقدي بمؤشرات النظام المالي، شملت الدراسة البلدان التي تمر بمرحلة انتقالية في تلك الفترة وهي: بلغاريا، جمهورية التشيك،إستونيا، المجر،لاتفيا، ليتوانيا، بولندا، رومانيا، جمهورية سلوفاكيا وسلوفينيا، باستخدام نموذج (SVAR) من خلال مجموعة من مؤشرات النظام المالي وهي مؤشرات: أهمية البنوك الصغيرة في النظام المالي، ومؤشرات سلامة النظام المصرفي، مؤشرات أهمية المصادر البديلة للتمويل الخارجي. حاول الباحثان تبين فيما إذا كان الاختلاف في آليات الانتقال النقدي في هذه الدول يرجع للاختلاف في النظام المالي، وما إذا كانت هذه الاختلافات تعيق البنك المركزي الأوروبي في تحقيق أهدافه. توصلت الدراسة إلى وجود اختلاف النظام المالي بين هذه الدول من جهة، وأن اختلاف آليات الانتقال النقدي في منطقة اليورو ليست ناجمة عن الاختلافات في نظامها المالي من جهة أخرى.

درسات متعلقة بالدول العربية

- **دراسة (ريم محمود، رزان زينة، 2015)** بعنوان: **محددات سعر الصرف الحقيقي في سورية خلال الفترة (1990-2011)**، هدفت الدراسة إلى معرفة محددات سعر الصرف الحقيقي لليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي في الفترة (1990-2011)، باستخدام اختبار (VAR) لأجل اختبار العلاقة بين كل من الاستثمار الأجنبي المباشر، معدل النمو الاقتصادي، العرض النقدي، الإنفاق الحكومي، الانفتاح التجاري، سعر الفائدة الحقيقي، شروط التبادل التجاري، الاستقرار السياسي، وسعر الصرف الحقيقي، وتوصلت الدراسة إلى أن

الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل النمو لهما أكبر الأثر على سعر الصرف الحقيقي، في حين أن باقي المتغيرات لم يكن لها أثر معنوي على سعر الصرف الحقيقي خلال فترة الدراسة.

– دراسة (سعد فيفيان بشرى خير، 2015)، بعنوان: **قياس أثر سعر الصرف الحقيقي على القدرة التنافسية الخارجية لمصر خلال الفترة 1980–2012**، سعت إلى تحديد العلاقة بين تدفقات رؤوس الأموال ومستوى نمو الانتاجية وسعر الصرف الحقيقي التوازني، ومن ثم تأثير هذه العلاقات على القدرة التنافسية الخارجية للاقتصاد المصري ، بالاعتماد على خطويتن أولا: دراسة العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والإنتاجية وصافي الأصول الأجنبية، ثانيا: أثر مؤشرات التحرير المالي والتي تمثلت في: نسبة الانفاق العام إلى الناتج المحلي الاجمالي، نسبة إجمالي التجارة إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الاستثمار إلى الناتج المحلي الإجمالي، معدلات التبادل التجاري على سعر الصف الحقيقي التوازني باستخدام طريقة (OLS)، خلصت الدراسة إلى أنه في المدى الطويل صافي الأصول الأجنبية يرتبط بعلاقة سلبية مع سعر الصرف الحقيقي، تأثير الانتاجية موجب على سعر الصرف التوازني الحقيقي.

دراسات متعلقة بالجزائر

– دراسة (بنو جعفر عائشة، بلحاج فراجي، 2017)، بعنوان: **سعر الصرف الحقيقي التوازني في الجزائر حسب نموذج Elbadawi (1980–2015)**، حاول الباحثان تقدير ما إذا كانت هناك علاقة بين سعر الصرف الحقيقي التوازني ومحدداته في الجزائر خلال الفترة (1980–2015)، باستخدام نموذج (VECM)، وأظهرت النتائج الدراسة أن زيادة كل من الانفتاح التجاري، صافي الأصول الأجنبية، الاستثمار العمومي تؤدي إلى انخفاض سعار الصرف الحقيقي التوازني، في حين أن الزيادة في معدل الفائدة تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي التوازني، وأن كل من شروط التبادل التجاري والانفاق الحكومي كنسبة من الناتج غير معنوية إحصائيا.

–دراسة (حسان أوناسي، كمال رزيق، 2018) بعنوان **سلوك متغيرات السياسة النقدية والتحرير المالي في الجزائر للفترة (2005–2015)**، حاولا الباحثان الكشف عن مسار متغيرات السياسة النقدية والتحرير المالي خلال الفترة(2005-2015، وتوصلت إلى وجود تأثير سلبي بين مؤشرات التحرير المالي ومتغيرات السياسة النقدية، نتيجة الوتيرة البطيئة المسجلة في عملية التحرير المالي وفي بعض الأحيان سيطرة مؤشرات الكبح المالي في الاقتصاد الجزائري وخاصة فيما يتعلق بسياسة الرقابة على الصرف المتبعة والرقابة على حركة رؤوس الأموال.

I. الإطار النظري للتحرير المالي:

1. تعريف التحرير المالي:

تتعدد تعاريف التحرير المالي ويمكن تعريفه بأنه "الإجراءات التي تؤدي إلى تقليل ورفع القيود المفروضة على النظام المالي، وترتبط هذه القيود بالمصارف والأسواق المالية والمؤسسات المالية لأجل مساهمتها في النمو الاقتصادي". ((عبد الرزاق ابراهيم، سعيد محمد علي العبيدي، 2019، صفحة 188)

2. مؤشرات التحرير المالي:

تتمثل مؤشرات التحرير المالي في الآتي: (طلحاوي، 2018، صفحة 38،39)

1.2. حجم الوساطة المالية (M2/GDP): حيث يستعمل المعروض النقدي (M2)(النقود وشبه النقود) إلى الناتج المحلي الإجمالي كمقياس لحجم الوساطة المالية، ويدل ارتفاع هذه النسبة على الدور الكبير للوساطة المالية والمصارف.

2.2. نسبة الائتمان الموجه إلى القطاع الخاص كنسبة من الناتج الداخلي الخام (CPS/GDP): يعبر هذا المؤشر مدى مساهمة البنوك في منح قروض وتسهيلات للقطاع الخاص؛ حيث أنه كلما زادت هذه النسبة دل ذلك على تطور النظام المصرفي في تعبئة الادخار،و مساهمته في النمو الاقتصادي وتمويل الاستثمارات الخاصة.

3.2. مؤشر تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي (IIF/GDP): ويقيس هذا المؤشر مدى تحرير حسال رأس المال.

4.2. مؤشر إجمالي الودائع المصرفية إلى اجمالي الناتج الداخلي الخام: يشمل الودائع تحت الطلب والودائع الطويلة والمتوسطة الأجل، يعبر عن مقدرة النظام المصرفي على تمويل الاستثمارات وتعبئة الادخار بغض النظر عن أجله.

II. الإطار النظري لقناة سعر الصرف:

تعد قناة سعر الصرف من أهم قنوات السياسة النقدية، ظهرت بعد قناة سعر الفائدة، قناة أسعار الأصول، قناة الائتمان، نتيجة بروز ظاهرة التحرير المالي، وفي مايلي نتعرض باختصار للهذه القنوات.

1. تعريف قناة السياسة النقدية:

تعرف قناة السياسة النقدية بأنها رابطة خاصة تؤثر السياسة النقدية من خلالها على الطلب الكلي (بقبق ليلى أسمهان، بورقعة سنوسي، 2016، صفحة 3). وتتمثل هذه القنوات في الآتي:

1.1.قناة سعر الفائدة: تعبر عن وجهة نظر الفكر الكينزي من خلال نموذج (IS-LM)حيث يؤدي الانخفاض في أسعار الفائدة الحقيقية إلى خفض تكلفة رأس المال مما يؤدي إلى زيادة الإنفاق الاستثماري بالتالي زيادة الطلب الكلي وارتفاع الإنتاج، ويعد سعر الفائدة الحقيقي وليس الاسمي الذي يؤثر على قرارات المستهلك والأعمال، بالإضافة إلى ذلك سعر الفائدة الحقيقي طويل الأجل وليس سعر الفائدة قصير الأجل باعتبار أنه ينظر إليه على أن

له أكبر تأثير على الإنفاق، حيث تؤدي التغييرات في سعر الفائدة الاسمي قصير الأجل الناجم عن البنك المركزي إلى تغيير مماثل في سعر الفائدة الحقيقي بسبب جمود الأسعار (Tushar Poddar et all, 2006, p. 4)

2.1. قناة الإئتمان: ينظر إلى البنوك على أنها تلعب دورا مهما في النظام المالي، بالتالي فهي تبرز أهمية أسواق الائتمان في نقل أثر السياسة النقدية وينشأ دور قنوات الائتمان من مشكلة عدم تناظر المعلومات مما يخلق مشاكل الوكالة في الأسواق المالية، وتعمل هذه القناة من خلال قناتين هما قناة الإقراض المصرفي وقناة الميزانية العمومية (Sukudhew Singh et all, 2008, p. 50).

أ. قناة الميزانية العمومية: تفترض هذه القناة أن ارتفاع أسعار الفائدة يكون له تأثير على الاقتصاد من خلال تدهور الميزانيات العمومية للشركات من ناحيتين: أولا بانخفاض التدفقات النقدية المتاحة ونقص الأرباح المحتجزة المتاحة لتمويل الاستثمار، ثانيا انخفاض حجم الأموال المتاحة لإقراض هذه الشركات لتمويل استثماراتها بسبب انخفاض صافي القيمة التي تقدمها كضمان، وهذا ما يؤدي إلى نقص الطلب الكلي وانخفاض حجم الناتج (Rania Al-Mashat, Andreas Billmeier, 2007, p. 6)

ب. قناة الإقراض المصرفي: يظهر أثر هذه القناة أكثر في حالة المشروعات الصغيرة التي تعتمد على الائتمان المصرفي في التمويل، فباتباع سياسة نقدية توسعية يرفع حجم الاحتياطات والودائع في البنوك ويؤدي ذلك إلى زيادة الإقراض المصرفي و منه الانفاق الاستثماري الذي يؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي (بن عمرة، 2020، صفحة 87).

3.1. قناة أسعار الأصول: تؤدي السياسة النقدية الانكماشية إلى ارتفاع أسعار الفائدة، مما يؤثر على الطلب على الأصول المالية (الأسهم) والعقارات، إذ تصبح أقل جاذبية مقارنة بالسندات، فتنخفض أسعارها وتنخفض الثروة المالية للأسر ممايؤثر سلبا على الاستهلاك ومنه الاستثمار، كما تقلل القيم المنخفضة للأصول المالية من القيمة السوقية للشركات بالنسبة إلى تكلفة استبدال رأس المالها وفقا لنظرية توبن للاستثمار (Tobin's q)، مما يؤثر سلبا على الاستثمار ومنه الناتج الكلي (Madhvi SETHI et all, 2019, p. 5)

4.1. قناة سعر الصرف: تعد قناة سعر الصرف أهم قنوات انتقال أثر السياسة النقدية، خاصة في الاقتصاديات المتقدمة التي تتميز بدرجةكبيرة من الاندماج العالمي، وتظهر أهميتها في تأثير تغير سعر الصرف على الاقتصاد الحقيقي من خلال تأثيره على حجم التجارة الخارجية وميزان المدفوعات وتدفق رأس المال داخل وخارج الاقتصاد (هدى هذباء يونس، ماجدة مدوخ، 2019، صفحة 200). ظهرت أهميتها على يد الاقتصاديان (Mundell et Fleming) من خلال اشتقاقهما للنموذج(IS-LM/BP) الذي يمثل التوازن الكلي في سوق السلع والخدمات وسوق النقد وسوق رأس المال، في ظل نظام سعر الصرف الثابت والمرن (بقبق ليلى اسمهان وآخرون، 2015، صفحة 20). تنقل قناة سعر الصرف أثر السياسة النقدية من خلال سعر الفائدة؛ فالسياسة النقدية التوسعية تؤدي إلى نخفاض سعر الفائدة وتصبح بالتالي الودائع بالعملة المحلية أقل جاذبية بالنسبة للودائع بالعملة الأجنبية،

فينخفض الطلب على العملة الأجنبية ويزداد عرض العملة المحلية مما يؤثر على قيمتها فتنخفض وينتج عنه انخفاض أسعار الصادرات فترتفع مما يؤدي إلى ارتفاع حجم الإنتاج)(Lopez-Iturriaga, 2010, p. 242)

2. أثر التحرير المالي على فعالية قناة سعر الصرف:

يؤثر التحرير المالي على الاقتصاد بصفة عامة، كما يؤثر على قنوات السياسة النقدية باعتبارها من أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية. بصفة عامة تعتمد فعالية قنوات السياسة النقدية على الهيكل المالي للاقتصاد؛ إذ تتأثر بدرجة حرية تنقل رأس المال ومرونة أسعار الفائدة ومرونة أسعار الصرف(Wanda Tseng, Robert) (Corker, 1991, p. 23. وتؤثر الأسواق المالية على فعاليتها، حيث أن أداء وفعالية هذه الآليات يختلف بين البلدان باختلاف مدى تطور سوق رأس المال فيها(Serhan Cevik, Katerina Teksoz, 2012, p. 5) . كما أن التغيرات في سوق رأس المال تؤثر على أدائها؛ إذ تعد الأسواق المالية عنصر محوري في أداء السياسة النقدية، حيث يتم تنفيذ السياسة النقدية إلى حد كبير من خلال العمليات في هذه الأسواق. (Sukudhew Singh et all, 2008, p. 49)

أما عن أثر التحرير المالي على فعالية قناة سعر الصرف فإنه يظهر من خلال اعتماد نظام حرية حركة رأس المال وتطبيق نظام سعر صرف المرن، وهو ما يعزز من انتقال أثر السياسة النقدية إلى النشاط الحقيقي عبر قناة سعر الصرف، على عكس اعتماد نظام أسعار الصرف الثابتة التي تبطل انتقال أثر السياسة النقدية حتى في حالة حرية تدفق رأس المال. (Wanda Tseng, Robert Corker, 1991, p. 24). فأسعار الصرف المرنة تستجيب لتغيير أسعار الفائدة؛ حيث تؤدي الفائدة المرتفعة إلى رفع قيمة العملة المحلية (انخفاض سعر الصرف)، فتنخفض الصادرات وترتفع الواردات، وعلى العكس من ذلك يؤدي انخفاض أسعار الفائدة إلى انخفاض قيمة العملة المحلية ،فترتفع الصادرات وتنخفض الواردات مما يؤدي إلى ارتفاع الناتج المحلي، وارتفاع مستوى الأسعار. (NDV Sandaroo, S.N.K. Mallikahewa, 2017, p. 33).

3. تحرير سعر الصرف في الجزائر:

مر تطور سعر صرف الدينار الجزائري بالمراحل الآتية: (وفاء بومدين، محمد خميسي بن رجم، 2019، صفحة 345)

1.3. مرحلة التثبيت بالنسبة لعملة واحدة: بدأت منذ الاستقلال حيث كانت الجزائر منتمية إلى منطقة الفرنك الفرنسي،بانشاء الدينار الجزائري سنة 1964تم تحديد سعر صرف الدينار الجزائري على أساس 1 دج=1فرنك فرنسي.

2.3. مرحلة تبني نظام الترجيح بسلة من العملات: بعد انهيار نظام بريتن وودز تم تحديد قيمة الدينار على أساس سلة مكونة من أربع عشرة عملة، منحت لكل عملة ترجيح محدد على أساس وزنها في التسديدات الخارجية.

3.3. مرحلة الانزلاق التدريجي: بتخفيض قيمة الدينار بصفة تدريجية لايصاله إلى مستوى توازن الطلب الوطني على السلع والخدمات الأجنبية مع المتاح من العملات الصعبة.

4.3.مرحلة التخفيض الصريح: بتخفيض قيمة الدينار مقابل الدولار الأمريكي بنسبة 22% بموجب الاتفاق المبرم مع صندوق النقد الدولي في جوان سنة 1991ثم سنة 1994.

5.3.مرحلة التسعير: حيث بدأ البنك المركزي الجزائري بتحديد سعر الصرف عن طريق جلسات التسعير بواسطة لجنة مشتركة بين البنك المركزي والبنوك التجارية.

III. دراسة قياسية لأثر التحرير المالي على فعالية قناة سعر الصرف في الجزائر خلال افترة (1980–2019)

1.منهج ومتغيرات الدراسة:

لقياس أثر التحرير المالي على قناة سعر الصرف في الجزائر خلال الفترة (1980-2019) اعتمدنا المتغيرات التالية: سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري مقابل الدولال الأمريكي ويرمز له بالرمز (REX) كمتغير يعبر عن قناة سعر الصرف وهو المتغير التابع، وتم حسابه من خلال العلاقة التالية: $REX = \frac{Pd}{ePf}$ (الغالبي، 2011، صفحة 27).

حيث تمثل:

- REX: سعر الصرف الحقيقي،
- e: سعر الصرف الإسمي،
- Pf, Pd: الرقم القياسي للأسعار المحلية والأجنبية على التوالي.

أما المتغيرات المستقلة تشمل مؤشرات التحرير المالي حيث اعتمدنا في دراستنا على المؤشرات التالية: حجم الوساطة المالية(M2/GDP) ، الاستثمار الأجنبي الوافد كنسبة من الناتج الداخلي الخام (IIF/GDP) الائتمان الموجه للقطاع الخاص كنسبة من الناتج الداخلي الخام (CPS/GDP).

اعتمدنا في بيانات الدراسة على الإحصاءات المنشورة من بيانات البنك الدولي مؤشرات التنمية العالمية، ويستند التحليل في هذا الجانب التطبيقي على سلسلة بيانات سنوية خلال الفترة (1980-2019)، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) الذي طوره من كل Pesaran(2001) و(1999) Shin وPesaran، الذي يتميز بأنه لايشترط أن تكون جميع المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة، فيمكن تطبيقه عندما تكون كل المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى أومتكاملة في المستوى أومزيج فيما بينها، كما أن نموذج (ARDL) أكثر كفاءة نسبيا في حالة العينات الصغيرة أو المحدودة، كما تسمح بالحصول على مقدرات غير متحيزة في نموذج طويل الأجل (مجناح، 2019، صفحة 14).

قبل البدء في تقدير نموذج (ARDL) وتحليل نتائجه، يجب التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وبعدها ننتقل إلى تقدير معلمات الأجل الطويل وكذا معلمات المتغيرات المستقلة في الأجل القصير، وذلك بإتباع الخطوات التالية:

2. اختبار جذر الوحدة (استقرارية السلاسل الزمنية):

قبل تقدير النموذج واختبار جودته وتشخيصه لابد من تأكد من استقرارية السلاسل الزمنية حتى لا نقع في ما يسمى بالانحدار الزائف، وذلك بغرض معرفة في أي رتبة تستقر السلاسل الزمنية سيتم اعتماد على أهم اختبارات جذر الوحدة ديكي فولر الموسع(ADF)واختبار فيلبس بيرون(PP)، الجدول التالي يوضح نتائج الاختبار.

الجدول01: نتائج اختبار جذر الوحدة (استقرارية السلاسل الزمنية)

	PP						ADF							
	First difference			Level			First difference			Level				
	Non	C+ trend	C	Non	C + Trend	C	Non	C + Trend	C	Non	C + trend	C	Prob t-Statistic	variable
I(0)	-	-	-	0.000	0.0002	0.0001	0.00	0.001	0.001	0.217	0.117	0.084	Prob t-Statistic	REX
I(1)	0.00	0.00	0.00	0.7110	0.1749	0.2035	0.00	0.000	0.000	0.660	0.185	0.181	Prob t-Statistic	M2/GDP
I(1)	0.00	0.00	0.00	0.1247	0.661	0.1454	0.00	0.000	0.000	0.076	0.074	0.119	Prob t-Statistic	IIF/GDP
I(1)	0.00	0.006	0.001	0.2081	0.8823	0.5862	0.00	0.006	0.0013	0.227	0.957	0.692	Prob t-Statistic	CPS/GDP

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10

من خلال الجدول1 يبين اختبار (ADF) أن المتغير (REX) غير مستقر في المستوى، لأن القيمة الاحتمالية (Prob) للإحصائية (t-Statistic) أكبر من مستوى المعنوية 5% في الحالات (c,c+trend, Non)، بينما يستقر عند عند الفرق الأول لأن0.05<Prob t- Statistic في كل الحالات، أما اختبار (PP) يبين أن المتغير (REX) مستقر في المستوى لأن **(**Prob (t-Statistic أقل من مستوى المعنوية 5%. ونأخذ بنتجية اختبار (PP) ؛ أي أن المتغير(REX) مستقر في المستوى.

يبين اختباري (ADF) و(PP) بالنسبة للمتغيرات (IIF/GDP)،(CPS/GDP)،(M2/GDP) أنها غير مستقرة في المستوى، لأن القيمة الاحتمالية (Prob) للإحصائية (t-Statistic) أكبر من مستوى المعنوية 5 % وذلك في كل الحالات (c, c+trend, Non)، واستقرت عند الفرق الأول لأن القيمة الاحتمالية (Prob) للإحصائية (t-Statistic) أقل من مستوى المعنوية 5%. بما أن رتبة استقرار متغيرات الدراسة مزيج بين ماهو مستقر في المستوى وما هو مستقر عند الفرق الأول؛ فإن هذا يوافق نموذج (ARDL).

3.تكوين نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد الخاص بنموذج (ARDL):

بناء على نتائج استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود (test of bounds)، ويعتبر نموذج (ARDL) الأكثر ملائمة لحجم العينة المستخدمة في هذه الدراسة والمقدرة ب40 مشاهدة، ويأخذ النموذج الصيغة الآتية:

$$\Delta REX_t = c + \beta_1 REX_{t-1} + \beta_2 (M2/GDP)_{t-1} + \beta_3 (IIF/GDP)_{t-1} + \beta_4 (CPS/GDP)_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_1 (REX)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q1} \alpha_2 \Delta(M2/GDP)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q2} \alpha_3 \Delta(IIF/GDP)_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \alpha_4 \Delta(CPS/GDP)_{t-i} + \varepsilon_t$$

تكون معلمة المتغير التابع المبطئة بفترة واحدة على يسار المعادلة، تمثل β معلمات العلاقة طويلة الأجل، بينما تعبّر معلمات الفروق الأولى(α) معلمات قصيرة الأجل، في حين تشير $c.\varepsilon_t$ أخطاء الحد العشوائي والجزء القاطع على التوالي.

4. تحديد فترات الإبطاء المثلى للمتغيرات الداخلة في تقدير نموذج(ARDL):

من أجل تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء الزمني المناسبة، تم استخدام معيار(Schwarz Akaike) وهو المعيار الأكثر شيوعا، حيث تم اختبار فترات الإبطاء الزمني التي تعطي اقل قيمة لهذه المعايير، والجدول الموالي يوضح اختبار فترات الإبطاء المثلى q_4 ،q_3 ،q_2 ،q_1 ،pللمتغير التابع والمتغيرات المستقلة (الملحق 1).

الجدول 02: نتائج اختبار فترات الإبطاء المثلى

النموذج	q_3	q_2	q_1	P
فترات الإبطاء المثلى	0	0	0	1

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10 وفق الملحق 1

يتم اختيار فترات الإبطاء المناسبة بطريقة أوتوماتيكية، حيث يقوم برنامج Eviwes10 باختيار بين عدة نماذج للمتغير التابع والمتغيرات المفسرة بفترات إبطاء مختلفة، والجدول أعلاه يوضح لنا النموذج الأمثل المعطى (0. 0 . 0 1) وذلك حسب معيار (Schwarz Akaike).

5. اختبار الحدود Bounds Test للنموذج (ARDL):

يهدف هذا الاختبار إلى استقصاء ما إذا كان هناك دليل على وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات أو لا، ويوضح الجدول التالي نتائج هذا الاختبار.

الجدول 03: نتائج اختبار الحدود Bounds Test

الاختبار الإحصائي	قيمته	عدد المتغيرات المستقلة	النتيجة
إحصائية F	**11.65848**	3	توجد علاقة توازنية طويلة الأجل عند مستوى أكبر من 1 %
القيم الجدولية للحدود	الحد الأدنى I(0)	الحد الأعلى I(1)	
1%	3.65	4.66	
2.5%	3.15	4.08	
5%	2.79	3.67	
10%	2.37	3.2	

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10 وفق الملحق 2

يبين الجدول 03 أن قيمة إحصائيةF لاختبار الحدود هي 11.65848 وهذا يتجاوز بشكل واضح القيمة الحرجة 1% للحد الأعلى، وفقا لذلك يتم رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات وقبول الفرض البديل الذي مفاده وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة.

6. اختبار صلاحية النموذج المقدر:

بعد التحقق من وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات في الخطوة السابقة، لابد من التحقق من خلو النموذج من المشاكل القياسية المحتملة، حيث للكشف عن وجود مشكلة الارتباط الذاتي نعتمد على اختبار (LM TEST)أما عن مشكل عدم ثبات التباين نعتمد على اختبار (ARCH TEST)وبالنسبة للنموذج لابد أن تكون أخطاء النموذج مستقلة بشكل تسلسلي، وهذا ما يدعم صحة النموذج ويظهر ذلك من خلال الجدول التالي:

الجدول 04: نتائج اختبار الكشف عن الارتباط الذاتي Breusch-godfrey serial correlation LM Test

F-statistic	**0.522406**	**Prob. F(2,32)**	**0.5981**
Obs*R-squared	1.233104	Prob. Chi-Square(2)	0.5398

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن قيمة Prob Chi-square(2) أكبر من 5% أي 0.5398>0.05عند اختبار درجة الارتباط 2، وبالتالي نقبل فرضية العدم التي تنص بعدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي ونرفض الفرضية البديلة، أما عن اختبار عدم ثبات تباين فتظهر نتائجه في الجدول التالي:

الجدول05: نتائج اختبار الكشف عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test :ARCH TEST

F-statistic	**0.043975**	**Prob. F(1, 36)**	**0.8351**
Obs*R-squared	0.046361	Prob. Chi-Square(1)	0.8295

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10

نلاحظ من خلال الجدول 05 أعلاه أن قيمةProb Chi-square(1) اكبر من5 % أي 0.8295 > 0.05 وهذا ما تؤكده فرضية العدم التي تنص على عدم وجود مشكلة عدم ثبات تباين الأخطاء (مجناح، 2019، صفحة 18).

7.تقدير العلاقات الطويلة و القصيرة الأجل للنموذج (ARDL):

يوضح الجدول التالي نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الزمنية المبطأة (ARDL)، حيث يتكون من جزئيين، الجزء العلوي يوضح تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة القصيرة الأجل، بينما يوضح الجزء السفلي تقدير العلاقة طويلة الأجل.

الجدول06: نتائج تقدير نموذج(ARDL)

المتغيرات	المعاملات	إحصائية t المعنوية	الاحتمال
مقدرات النموذج في الأجل القصير			
D(M2/GDP)	45.68171	2.395152	0.0223
D(IIF/GDP)	-834.1394	-4.075029	0.0003
D(CPS/GDP)	-13.92470	-2.821826	0.0079
CointEq(1-)	-0.940821	-8.071576	0.0000
مقدرات النموذج في الأجل الطويل			
M2/GDP	48.55515	2.321736	0.0264
IIF/GDP	-886.6078	-3.592833	0.0010
CPS/GDP	-14.80058	-2.714221	0.0104
C	-282.3372	-0.496866	0.6225

المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10

8. تحليل النتائج:

1.8. بالنسبة للعلاقة قصيرة الأجل:

- نلاحظ من الجزء الأعلى للجدول، والذي يعبر عن نموذج تصحيح الخطأ(العلاقة قصيرة الأجل)، أن المتغيرات معنوية إحصائيا عند مستوى معنوية 5%، و ذات تأثير موجب لمتغير الوساطة المالية (M2/GDP) على سعر الصرف الحقيقي (EXR)، في حين أن كل من نسبة الاستثمار الوافد إلى الناتج الداخلي الخام (IIF/GDP)، ونسبة الائتمان الموجه للقطاع الخاص من الناتج الداخلي الخام (CPS/GDP) تؤثر سلبا على سعر الصرف الحقيقي (EXR)،
- كما أظهرت نتائج معامل حد تصحيح الخطأ أن معنويتة عالية ب 0.0000عند مستوى 5% وبإشارة سالبة، وهذا يؤكد دقة العلاقة التوازنية طويلة الأجل وأنّ آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج، وتعكس هذه المعلمة سرعة تكيّف النموذج للانتقال من اختلالات الأجل القصير إلى التوازن في الأجل الطويل؛
- تشير قيمة معامل تصحيح الخطأ (0.940821-) في نموذج بحثنا أنّ سعر الصرف الحقيقي يعتدل نحو قيمته التوازنية بنسبة 0.94 %؛ أي أنه عندما ينحرف سعر الصرف الحقيقي خلال الفترة (t-1) عن قيمته التوازنية في المدى البعيد فإنه يتم تصحيح بحوالي 6% في الفترة الحالية (t)؛
- يمثل الجزء الأسفل للجدول العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والمتغيرات المستقلة محل الدراسة، والمعبر عنها بالمعادلة أدناه:

EC = REX - 48.5552 (M2-GDP) -886.6078(IIF-GDP) -14.8006(CPS-GDP) - 282.3372

2.8. بالنسبة للعلاقة طويلة الأجل:

- نتائج تقدير النموذج في الأجل القصير والنتائج في الأجل الطويل متشابهة من حيث إشارة المعاملات، وكذا معنوية جميع المتغيرات ؛
- توجد علاقة توازنية طويلة الأجل خلال فترة الدراسة وذات معنوية إحصائية عالية بين متغيرات الدراسة والمتمثلة في حجم الوساطة المالية، الاستثمار الوافد كنسبة من الناتج الداخلي الخام والائتمان الموجه للقطاع الخاص كنسبة من الناتج الناتج الداخلي الخام وسعر الصرف الحقيقي؛
- من النتائج أعلاه نلاحظ أن حجم الوساطة المالية له أثر موجب في الأجل الطويل على سعر الصرف الحقيقي، حيث نلاحظ أن قيمة معلمته موجبة مقارنة بالمتغيرات المختارة وذات معنوية إحصائية؛ حيث أن قيمة الاحتمال المقابلة أقل من 0.05،
- إن المتغيرين الاستثمار الوافد كنسبة من الناتج الداخلي الخام والائتمان الموجه للقطاع الخاص كنسبة من الناتج الناتج الداخلي الخام قد أثّرا بالسلب على سعر الصرف الحقيقي سواء في الأجل القصير أو الطويل؛
- وجود علاقة طردية بين حجم الوساطة المالية (M2/GDP) وسعر الصرف الحقيقي (EXR)، حيث كلما زاد حجم الوساطة المالية ارتفع سعر الصرف الحقيقي، وهو مالا يتوافق مع النظرية الاقتصادية حيث شهدت الجزائر ارتفاع المعروض النقدي (M2) خلال هذه الفترة مما يحدث آثار تضخمية ما يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي.
- وجود علاقة عكسية بين نسبة الاستثمار الوافد إلى الناتج الداخلي الخام (IIF/GDP)، ونسبة الائتمان الموجه للقطاع الخاص من الناتج الداخلي الخام (CPS/GDP) وسعر الصرف الحقيقي (EXR)، وهو مالا يتوافق مع النظرية الاقتصادية حيث أن زيادة تدفق الاستثمار وزيادة تمويل القطاع الخاص ينجم عنه زيادة التشغيل والدخول مما يؤدي إلى زيادة الاستهلاك ورفع الطلب على السلع المحلية وبالتالي تزداد الأسعار وهو مايؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي.

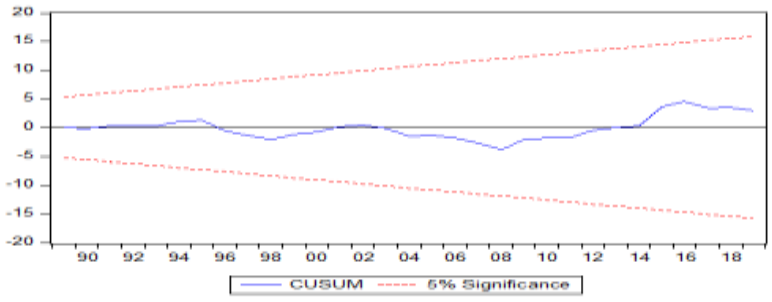
9. اختبار استقرار النموذج Stability Test:

لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها لابد من استخدام أحد هذه الاختبارات : المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM وكذا المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة CUSUM of Squares، هذين الاختبارين يوضحان أمرين مهمين هما تبيان وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات القصيرة الأجل، حيث أظهرت العديد من دراسات ان مثل هذه الاختبارات تكون دائما مصاحبة لمنهجية(ARDL).

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج (ARDL)إذا وقع الشكل البياني لاختبارات كل من CUSUM وCUSUM of Squares داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5% وشكليين

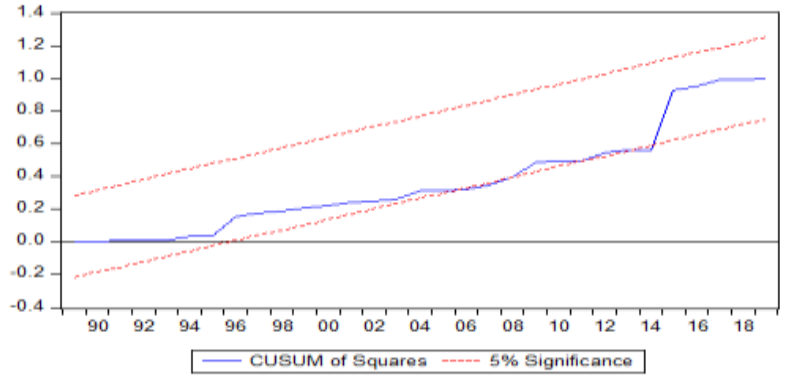
المواليين يوضحان ذلك (دحماني محمد ادريوش، ناصور عبد القادر، 2013، صفحة 23) . وتتضح النتائج المتحصل عليها لاختبار استقرار النموذج من خلال الشكليين الآتيين:

الشكل 01: نتائج اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM



المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10

الشكل 02 : نتائج اختبار المجموع التراكمي لمربعات للبواقي المعاودة CUSUM of Square



المصدر: إعداد الباحثين بناءا على مخرجات برنامج Eviews10

من خلال الشكل 01 نلاحظ أن اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM بالنسبة لهذا النموذج عبارة عن خط يعبر وسط خطي داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا الى نوع من الاستقرار في النموذج عند حدود معنوية 5%،أما الشكل02يبين أن اختبار المجموع التراكمي لمربعات للبواقي المعاودة CUSUM of square انحرف خارج الحدود الحرجة بسبب صدمة في أحد متغيرات النموذج ولكن عاود الرجوع داخل الحدود الحرجة مما يدل على أن النموذج مستقر.

الخاتمة:

حاولنا من خلال هذه الدراسة معرفة أثر التحرير المالي على فعالية قناة سعر الصرف في الجزائر خلال الفترة 1980-2019، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الزمنية المبطأة (ARDL)، حيث تم الاعتماد على المتغيرات التالية: مؤشرات التحرير المالي الممثلة في الاستثمار الوافد كنسبة من الناتج الداخلي

الخام(IIF/GDP) والائتمان الموجه للقطاع الخاص كنسبة من الناتج الداخلي الخام(CPS/GDP)، لمعرفة مدى تأثيرها على سعر الصرف الحقيقي ممثلا لقناة سعر الصرف كمتغير تابع، وتم التوصل إلى النتائج التالية:

- توجد علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة والمتمثلة في مؤشر ات التحرير المالي، وسعر الصرف الحقيقي ، وذات معنوية إحصائية عالية؛ وعليه نقبل الفرضية الأولى للدراسة بأنه توجد علاقة توزانية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة؛
- وجود علاقة موجبة بين حجم الوساطة المالية (M2/GDP) وسعر الصرف الحقيقي (EXR)، حيث كلما زاد حجم الوساطة المالية ارتفع سعر الصرف الحقيقي بما لايتوافق مع النظرية الاقتصادية،حيث شهدت الجزائر ارتفاع المعروض النقدي (M2) خلال هذه الفترة مما أحدث آثار تضخمية تظهر في ارتفاع التضخم خاصة خلال فترة التسعينات، فالتضخم يؤدي إلى خفض سعر الصرف الحقيقي وليس العكس ؛
- وجود علاقة عكسية بين كل من الاستثمار الأجنبي الوافد كنسبة من الناتج (IIF/GDP)، وسعر الصرف الحقيقي، وبين الائتمان الموجه للقطاع الخاص كنسبة من الناتج الداخلي الخام (CPS/GDP) وسعر الصرف الحقيقي (EXR)؛ وعليه نرفض الفرضية الثانية حيث أن مؤشرات التحرير المالي على سعر الصرف الحقيقي تختلف في إتجاه العلاقة بين السلب والإيجاب.
- أثر كل من حجم الوساطة المالية(M2/GDP) الاستثمار الأجنبي الوافد كنسبة من الناتج (IIF/GDP) الائتمان الموجه للقطاع الخاص كنسبة من الناتج الداخلي الخام (CPS/GDP) على سعر الصرف الحقيقي خلال فترة الدراسة لايتوافق مع النظرية الاقتصادية ما يفسر أن سعر الصرف في الجزائر لا يتأثر بمؤشرات التحرير المالي وفقا لما تقتضيه النظرية الاقتصادية، بحيث لايخضع لدرجة الانفتاح على العالم الخارجي وإنما يتأثر بالخصائص الهيكلية للاقتصاد الجزائري وطبيعته الذي يتميز بتخلف القطاع المالي وضعف أداء وأثر القطاع الخاص على النشاط الاقتصادي،كما أنه يتسم بعدم مرونته بحيث أنه يتحدد وفقا لقرارات ادارية تبعا لتغير أسعار النفط كما بين ذلك تخفيض قيمة الدينار عقب أزمة انهيار أسعار النفط منتصف سنة 2014، وهذا مما يحول دون أن يؤدي سعر الصرف دوره الفعال في الاقتصاد بصفة عامة ودوره كقناة لنقل قرارات السياسة النقدية إلى النشاط الحقيقي.

من خلال هذه النتائج نقدم التوصيات الآتية:

- ضرورة الاهتمام بالقطاع المالي بتطويره وتحريره من القيود التي تعيق أدائه خاصة دور السوق المالية؛
- أن تخضع القرارات المتعلقة بسعر الصرف خاصة التخفيض لمبادئ معينة كتنويع مصادر الدخل من غير الايرادت النفطية، توفر جهاز انتاجي مرن، ليكون قناة فعالة للسياسة النقدية.

قائمة المراجع:

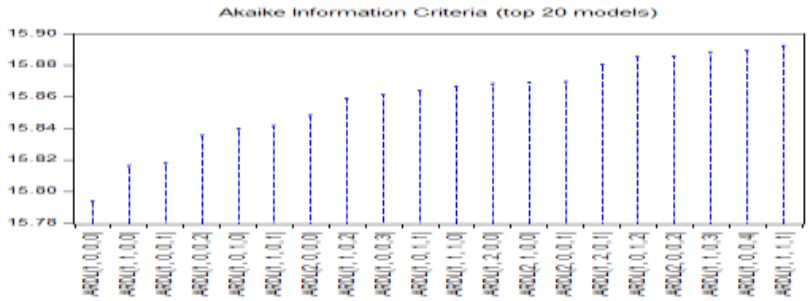
- بقبق ليلى اسمهان بورقعة سنوسي. (2016). دور قناة القرض المصرفي في نقل أثر السياسة النقدية في اقتصاديات الاستدانة –حالة الجزائر– (دراسة قياسية 1990-2014)، مجلة الاقتصاد والمالية، المجلد 2 (العدد1)، جامعة الشلف، 23-48.

- بقبق ليلى اسمهان وآخرون. (2015). اختبار دور قناة سعر الصرف في نقل أثر السياسة النقدية في الجزائر دراسة قياسية (1964-2012). المجلة المغاربية للاقتصاد والتسيير، المجلد2(العدد1)، جامعة معسكر، 19-140.
- بن عمرة عبد الرزاق. (2020).قناة الاقراض المصرفي كآلية لنقل أثر السياسة النقدية إلى القطاع الحقيقي حالة الجزائر دراسة قياسية خلال الفترة (2000-2018)، مجلة أراء للدراسات الاقتصادية والادارية، المجلد 2، (العدد1) ، المركز الجامعي آفلو، 84-105.
- عبد الحسين جليل عبد الحسن الغالبي. (2011). سعر الصرف وإدارته في ظل الصدمات الاقتصادية(نظرية وتطبيقات) (الإصدار الطبعة الأولى). عمان: دار صفاء للنشر والتوزيع.
- عبد الرزاق ابراهيم، سعيد محمد علي العبيدي. (2019). قياس أثر التحرير المالي في أداء بورصة عمان للأوراق المالية باستخدام نماذج الإبطاء الموزعة (ARDL)، مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والادارية، المجلد 11(العدد27)، جامعة الأنبار، 185-211.
- فاطمة الزهراء طلحاوي. (2018). أثر التحرير المالي على أداء القطاع البنكي الجزائري دراسة قياسية (2000-2016)، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، تخصص نقود ومالية، جامعة أحمد دراية أدرار.
- فؤاد مجناح. (2019). دراسة قياسية لاثر بعض محددات سعر الصرف -الدولار-على النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1980-2017 باستخدام ARDL. مجاميع المعرفة، المجلد5(العدد2)، جامعة تندوف، 7-23.
- هدى هذباء يونس، ماجدة مدوخ. (2019). دور قناة الائتمان في تطور المستوى العام للأسعار في الجزائر(2000-2017)، مجلة الباحث، المجلد 19(العدد1)، جامعة ورقلة،197-210.
- وفاء بومدين، محمد خميسي بن رجم. (2019). أثر تقلبات سعر الصرف على الميزان التجاري الجزائري دراسة قياسية (1990-2017). مجلة الدراسات المالية والمحاسبية والادارية، المجلد6(العدد3)، جامعة أم البواقي،341-357.
- Lopez-Iturriaga, F. (2010). More on the credit channel of monetary policy transmission: an international Comparison. Applied Financial Economics, Volume 10(Issue 4), 424-434.
- Madhvi SETHI et all. (2019). Monetary Policy Transmission during Multipe Indicator Regime A Case of India. (d. S. Korea, Ed.) Journal of Asian Finance, Economics and Business, Vlume 6(Issue3), 103-113.
- N.D.V. Sandaroo, S.N.K. Mallikahewa.(2017). The Effectiveness Of Exchange Rate Channel Of Monetary Policy Transmission Mechanism In Sri Lanka, Sri Lanka Journal of Economic Research, Volume 5(Issue 1), 31-48.
- Rania Al-Mashat, Andreas Billmeier. (2007). The Monetary Transmission Mechanism in Egypt. Washington: International Monetary Fund.

- Serhan Cevik, Katerina Teksoz. (2012). Lost in Transmission? The Effectiveness of Monetary Policy Transmission Channels in the GCC Countries. Washington: International Monetary Fund.
- Sukudhew Sing et all.(2008), Impact of Market development on the monetary transmission mechanism,Bank for Internationel Settments, Basel, Switzerland.
- Tushar Poddar et all. (2006). The Monetary Transmission Mechanism in Jordan. International Monetary Fund.
- Wanda Tseng, Robert Corker. (1991). Financial Liberalization, Money Demand, and Monetary Policy in Asian Countries. Washington: International Monetary Fund.

الملاحق:

ملحق1: تقدير فترات الابطاء لنموذج(ARDL)



ملحق 2 : تقدير معلمات طويلة الاجل واختبار الحدود Bounds Test

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(REX)
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 10/17/20 Time: 12:19
Sample: 1980 2019
Included observations: 39

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-285.8288	533.0152	-0.498351	0.6214
REX(-1)*	-0.940821	0.140106	-6.716059	0.0000
M2_GDP**	45.69171	19.07257	2.395152	0.0223
IIF_GDP**	-834.1394	204.6953	-4.075029	0.0003
CP5_GDP**	-13.92470	4.934642	-2.821826	0.0079

* 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.
M2_GDP	48.55515	20.91329	2.321736	0.0264
IIF_GDP	-886.6078	246.7713	-3.592833	0.0010
CP5_GDP	-14.80059	5.452977	-2.714221	0.0104
C	-282.3372	569.2366	-0.496866	0.6225

EC = REX - (48.5552*M2_GDP -886.6078*IIF_GDP -14.8006*CP5_GDP -282.3372)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	11.65848	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Actual Sample Size	39		Finite Sample: n=40	
		10%	2.592	3.454
		5%	3.1	4.088
		1%	4.31	5.644
			Finite Sample: n=35	
		10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816

ملحق3: اختبار عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.043975	Prob. F(1,36)	0.8351
Obs*R-squared	0.046361	Prob. Chi-Square(1)	0.8295

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/17/20 Time: 23:39
Sample (adjusted): 1982 2019
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	314807.8	209605.8	1.501904	0.1418
RESID^2(-1)	-0.034925	0.166548	-0.209702	0.8351

R-squared	0.001220	Mean dependent var	304201.6
Adjusted R-squared	-0.026524	S.D. dependent var	1237611.
S.E. of regression	1253916.	Akaike info criterion	30.97264
Sum squared resid	5.66E+13	Schwarz criterion	31.05883
Log likelihood	-586.4801	Hannan-Quinn criter.	31.00330
F-statistic	0.043975	Durbin-Watson stat	2.003335
Prob(F-statistic)	0.835083		