نمذجة قياسية لتأثير العمق المالي وسعر الصرف على التضخم في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL) للفترة 1974 – 2018

Standard modeling of the impact of financial depth and exchange rate on inflation in Algeria, using self - Autoregressive Distributed Lag Model ARDL during the period 1974 –2018

بوصبع سهام[1] ، ساحلي لزهر[2] BOUSBA SIHAM / LAZHAR SAHLI

[1] أستاذ محاضر قسم (ب) جامعة 20 أوت 1955 –سكيكدة si.bousba@univ-skikda.dz

[2] أستاذ محاضر قسم (أ) جامعة 20 أوت 1955 –سكيكدة l.sahli@univ-skikda.dz

تاريخ الاستلام: 28 /2020/02 تاريخ القبول: 19 /2020/06 تاريخ النشر: 2020/07/28

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى قياس وتحليل أثر العمق المالي وسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم في الجزائر للفترة الزمنية (1974–2018)، ولتحقيق ذلك تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المتباطئة (ARDL). وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الزيادة في سعر الصرف ومعدل التضخم، بينما لا توجد هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الزيادة في معدل التعميق المالي ومعدل التضخم.

كلمات مفتاحية: معدل التضخم، سعر الصرف، العمق المالي، ARDL.

تصنيف **JEL** : C32، G21، O4، P44.

Abstract:

This study aims to measure and analyse the effect of the financial depth and the algerian exchange rate against the american dollar on inflation rate in algeria during the period (1974-2018), has been using Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL).

In addition to that, this study arrives to a long-term balanced relationship between the raise in the exchange rate and inflation rate. Whereas there is no long-term balanced relation between the financial depth and the inflation rate.

Keywords: Inflation rate, Exchange rate, Financial depth, ARDL.

Jel Classification Codes: C32, G21, O4, P44.

Résumé:

Cette étude vise à mesurer et analyser l'effet de la profondeur financière et du taux de change du dinar algérien par rapport au dollar américain sur le taux d'inflation en Algérie au cours la période (1974-2018), pour ce faire, il a été appliqué Le modèle autorégressifs à retards échelonnés (ARDL). L'étude a révélé qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre l'augmentation du taux de change et le taux d'inflation, alors qu'il n'y a pas de relation d'équilibre à long terme entre l'augmentation du taux d'approfondissement financier et le taux d'inflation.

Mots-clés: Taux d'inflation, taux de change, profondeur financière, ARDL.

Codes de classification de Jel: C32, G21, O4, P44.

المؤلف المرسل: لزهر ساحلي، الإيميل: l.sahli@univ-skikda.dz

1. مقدمة:

يعتبر موضوع التضخم أحد أبرز الموضوعات الاقتصادية التي حظيت باهتمام الباحثين، الأكاديميين، واضعي السياسات وصناع القرارات على حد السواء، لما له من تأثير شديد الوضوح على مختلف مناحي الحياة الاقتصادية والاجتماعية ...، ففي الوقت الذي لم يتفق فيه أغلب الباحثين بشأن تفسير محدد للظاهرة حاولت العديد من النظريات إعطاء تفسيرات وتحليلات متباينة ومختلفة بهذا الخصوص، حيث يعتقد دعاة النظرية النقدية أن التضخم كظاهرة يحدث نتيجة لعوامل ذات طابع نقدي بحث لها علاقة مباشرة بعرض النقد والائتمان والطلب عليه في الاقتصاد الوطني، بينما يرى أصحاب النظريات الهيكلية عكس ذلك تماما إذ يعزون حدوث التضخم في الاقتصادات الوطنية إلى عوامل هيكلية وليست نقدية في صورة التسارع الكبير لمعدلات النمو الاقتصادي، زيادة الإنتاجية، ارتفاع مستويات التكلفة ...إلخ.

وفي ذات السياق دائما، أفردت العديد من التنظيرات الاقتصادية مساحات واسعة لتحليل وتفسير تأثير مختلف المتغيرات الاقتصادية الكلية على معدلات التضخم في الاقتصادات الوطنية، ومن بين أهم تلك المتغيرات نجد مؤشر العمق المالي _والذي يقاس في أي نظام مالي لأي دولة بالاعتماد على مقاييس تقليدية تستند بالأساس إلى المجاميع النقدية والائتمانية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي (PIB)، بالإضافة إلى أسعار الصرف والتي تعتبر من بين أكبر العوامل المحددة للقدرات التنافسية لأي اقتصاد وطني، لأنها الأداة الرئيسة المؤثرة بصفة مباشرة على العلاقة بين الأسعار المحلية والأسعار الخارجية.

لقد حاولت الجزائر كباقي دول العالم التحكم في معدلات التضخم لديها عند مستويات معقولة ومقبولة، وذلك من خلال وضع سياسات للنقد بأهداف ومعالم واضحة للتحكم في عرض النقد والائتمان وجعله تحت السيطرة باعتباره محدد رئيس لمؤشر العمق المالي، وأخرى لسعر الصرف تحمل في طياتها تأثيرات إيجابية على مؤشرات الاقتصاد الكلي.

بناء على الإشارات السابقة، تأتي هذه الورقة البحثية كمحاولة لبناء نموذج قياسي كلي يدرس تأثير سعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي كعملة قيادية في العلاقات الاقتصادية الدولية، ومؤشر العمق المالي على معدلات التضخم في الجزائر للفترة الزمنية الممتدة ما بين عامي 1974 و2018، وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المتباطئة (ARDL). محاولين بذلك الإجابة على الإشكالية الرئيسة التالية: **ما أثر العمق المالي وسعر الصرف على التضخم في الجزائر؟**

1.1 فرضيات الدراسة:

<u>الفرضية الأولى</u>: لا يوجد أي أثر معنوي لسعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم في الجزائر؛

<u>الفرضية الثانية</u>: لا يوجد أي أثر معنوي لمؤشر التعميق المالي على معدل التضخم في الجزائر.

2.1 أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى محاولة التعريف بنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL) في تحليل السلاسل الزمنية، والكشف عن وجود علاقة توازنية طويلة وقصيرة الأجل بين معدل التضخم ومؤشر العمق المالي وسعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي في الاقتصاد الجزائري، واختبار مدى قدرة نموذج (ARDL) في تحليل السلاسل الزمنية.

3.1 أهمية الدراسة:

تكمن أهمية الدراسة في تحديد أثر سعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي ومؤشر العمق المالي على معدل التضخم في الجزائر، وبناء نموذج قياسي يمكن استخدامه في قياس ذلك الأثر، وهذا من خلال اعتماد منهج تحليل السلاسل الزمنية المبني على استخدام وتطبيق نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL).

4.1 منهجية الدراسة:

خدمة للهدف العام من الدراسة تم استخدام المنهج الوصفي والتحليلي المبني على الاطلاع على عدة دراسات باللغات العربية، الفرنسية والانجليزية والتي تناولت استخدام عدة نماذج في تحليل السلاسل الزمنية، وقد تم الحصول على بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة والمتمثلة في معدل التضخم (Inf)، سعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي

(TCh)، حجم الكتلة النقدية من النوع (M_2) والناتج المحلي الإجمالي (PIB) من المواقع الرسمية لكل من الديوان الوطني للإحصائيات (الجزائر) والبنك المركزي الجزائري على شبكة الانترنت، وتم إجراء التطبيق عليها باستخدام برنامج Eviews 10.

5.1 حدود الدراسة:

اعتمدت الدراسة على الفترة الزمنية (1974، 2018) وهي فترة تبدو طويلة نسبيا وتسمح بدراسة سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي، ومؤشر العمق المالي ومعدل التضخم في الجزائر بصورة دقيقة وجيدة. ونشير هنا إلى أن البيانات التي سوف تستند إليها الدراسة القياسية هي سنوية، فمن مزايا اختيار البيانات السنوية هي التركيز على العوامل الرئيسة التي تؤثر على المتغيرات محل الدراسة، واستبعاد التغيرات الأخرى والعوامل ذات التأثير الثانوي أو العرضي، كما أن الأخذ بالبيانات السنوية يمكن من تجاوز إمكانية وجود فاصل زمني بين تغير أحد متغيرات الدراسة، وأيضا الافتراض بأن فترة سنة كاملة تعتبر كافية لإجراء جميع التعديلات الجزئية المطلوبة عند حدوث تغييرات محتملة.

2. الدراسات السابقة

هناك عدة أبحاث تطرقت لموضوع الدراسة، وفي هذا الإطار تم اختيار بعضا منها والتي تبدو أنها مهمة جدا وتطرح الموضوع من زوايا عديدة ومختلفة تساعد على تكوين قاعدة معرفية متينة من أجل الانطلاق في البحث وتتمثل في:

- **دراسة النيف وآخرون (2018)؛ بعنوان "العلاقة بين عرض النقد والتضخم: تحليل قياسي على الاقتصاد الأردني"**؛ وقد هدفت الدراسة إلى اختبار وتحليل العلاقة بين عرض النقد والتضخم في الاقتصاد الأردني خلال الفترة (1968-2015) باستخدام منهجية التحليل القياسي للسلاسل الزمنية، وتطبيق منهجية التكامل المشترك لجوهانسون لاختبار علاقة التوازن في الأجل الطويل، واختبار السببية لجرانجر في تحديد اتجاه العلاقة السببية في الأجل القصير (إن وجدت)، وتوصلت الدراسة إلى وضع نموذج قياسي لتقدير العلاقة الاقتصادية الموجودة بين عرض النقد والتضخم. وأظهرت نتائج التحليل للتكامل المشترك غياب علاقة سببية بين عرض النقد والرقم القياسي للأسعار في الأجل الطويل في حين أظهر تحليل سببية جرانجر وجود علاقة سببية قصيرة الأجل باتجاه واحد تتجه من عرض النقد إلى الرقم القياسي للأسعار، بما معناه أن عرض النقد في الاقتصاد الأردني هو من يسبب التضخم وليس العكس. كما أشارت نتائج تقدير النموذج القياسي إلى أن التغير في عرض النقد يؤثر بشكل معنوي في التغير في الأسعار.
- **دراسة Hajilee & Al Nasser (2017)؛ بعنوان " Financial Depth and Exchange Rate Volatility: A Multicountry Analysis"**؛ وقد هدفت هذه الدراسة إلى محاولة تحديد الآثار في الأجلين القصير والطويل التي تحدث نتيجة تقلبات أسعار الصرف على العمق المالي في 26 دولة مختارة، مصنفة على أنها متقدمة، نامية واقتصاديات ناشئة وذلك خلال الفترة 1980-2011. وأظهرت النتائج أن تقلب أسعار الصرف لديها آثار على المدى القصير والطويل في معظم البلدان محل الدراسة، وأن 16 دولة من أصل 26 المختارة كان فيها العمق المالي يستجيب بشكل كبير جدا للتقلبات في أسعار الصرف (تسعة منها إيجابي، وسبعة سلبي). كما أظهر منهج اختبار الحدود أن تقلب أسعار الصرف له آثار مهمة جدا في المدى القصير على التعميق المالي في 20 دولة من أصل 26. كما أشارت النتائج إلى أنه وعلى الرغم من أن التصنيف مماثل وتجميعي، إلا أن تقدير النتائج يمكن أن تكون محددة جدا بحسب الخصائص الخاصة بكل بلد.
- **دراسة HAMI (2017)؛ بعنوان "The Effect Of Inflation On Financial Development Indicators In Iran (2000-2015)"**؛ وقد هدفت هذه الورقة البحثية إلى دراسة أثر التضخم على مؤشرات التنمية المالية في إيران باستخدام بيانات موسمية للفترة (2000-2015)، ومن أجل تحقيق أهداف الدراسة استخدم معدل التضخم الموسمي مع خمس (05) مؤشرات للتنمية المالية لقياس متغيرات الدراسة. واستخدم اختبار التكامل المشترك لجوهانسن، ونموذج متجه تصحيح الخطأ لتقدير النموذج المقترح. وأظهرت نتائج التحليل أن التضخم له أثر سلبي كبير على العمق المالي، وأثر إيجابي كبير على مؤشر إجمالي الودائع في النظام المصرفي إلى الناتج المحلي الإجمالي الاسمي في إيران خلال فترة الدراسة. أما بخصوص وجود علاقة توازنية بين التضخم وباقي متغيرات التنمية المالية والمستخدمة في الدراسة (عددها ثلاثة) فقد تم رفضها.

- **دراسة حيدر عباس (2016)؛ بعنوان "أثر العمق المالي ومعدل سعر الصرف على التضخم في العراق للمدة (1970-2014)"**؛ وقد هدفت هذه الدراسة إلى بيان أثر العمق المالي ومعدل سعر صرف الدينار العراقي مقابل الدولار الامريكي على معدل التضخم في العراق للفترة محل الدراسة. واستخدم الباحث طريقة أنجل-جرانجر (Engle-Granger) ذات الخطوتين وطريقة جوهانسن-جيسليوس (Johanson and Juselius) لاختبار التكامل المشترك بين المتغيرات، ونموذج متجه تصحيح الخطأ لتحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل. وأظهرت نتائج التحليل للتكامل المشترك وجود تكامل مشترك بين العمق المالي وبين معدل التضخم وكذلك بين معدل سعر الصرف ومعدل التضخم، ووجود علاقة سببية تتجه من العمق المالي ومعدل سعر الصرف الى معدل التضخم في الأجلين القصير والطويل.
- **دراسة Jebali & all (2016)؛ بعنوان "Taux de change et Inflation: une analyse en modèle VAR du canal du taux de change: Cas de la Tunisie"**؛ وقد هدفت هذه الورقة البحثية إلى إجراء دراسة تجريبية لرد فعل الأسعار المحلية للتغيير في سعر صرف الدينار التونسي مقابل عملة اليورو، ومن أجل الأخذ بعين الاعتبار الآثار التفاعلية بين التضخم المحلي وتغير سعر الصرف، بالإضافة إلى آثار المتغيرات الأخرى تم اعتماد نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR) بأربعة متغيرات هي: سعر السوق النقدي، سعر الصرف الفعلي الإسمي، مؤشر أسعار الاستهلاك ومؤشر الإنتاج الصناعي. وأظهرت النتائج التجريبية أن أي صدمة في سعر الصرف ينتج عنها رد فعل سريع على التضخم، وأن رد الفعل هذا يبدو أنه يترجم سرعة نسبية في التكيف مع الصدمات الحاصلة على سعر الصرف.
- **دراسة السيد والرشيد (2015)، بعنوان "العلاقة السببية بين عرض النقود والتضخم في السودان (1990-2012)"**، وقد هدفت هذه الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة السببية بين التضخم وعرض النقود في السودان خلال فترة الدراسة باستخدام منهجية جرانجر لاختبار العلاقات السببية في الأجل القصير ونموذج تصحيح الخطأ لتحديد اتجاه العلاقة في الأجل الطويل. وتوصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين معدلات النمو في عرض النقد ومعدلات التضخم، وعلاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقد والتضخم في المدى القصير، وعلاقة سببية في اتجاه وحيد في المدى الطويل تتجه من عرض النقد إلى التضخم.
- **دراسة نور الدين (2013)؛ بعنوان "العلاقة السببية بين عرض النقد وسعر الصرف في ليبيا"**؛ وهدفت الدراسة إلى معرفة أثر عرض النقد بمفهومه الواسع على سعر الصرف الرسمي للدينار الليبي مقابل الدولار الأمريكي للفترة 1970-2010 وذلك باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. وأظهرت نتائج التحليل للتكامل المشترك وجود علاقة سببية في اتجاهين بين المتغيرات محل الدراسة، فالتغير في العرض النقدي يسبب التغيرات الحاصلة في سعر الصرف، والتغير في سعر الصرف يسبب التغيرات الحاصلة في عرض النقد. في حين أظهرت نتائج اختبارات نموذج تصحيح الخطأ أن معامل حد تصحيح الخطأ ذو إشارة سالبة ومعنوي حيث أن فالانحراف الفعلي لسعر الصرف عن التوازن يصحح كل سنة بمقدار 0.69%.
- **دراسة الهجهوج (2009)؛ بعنوان "محددات التضخم في دول مجلس التعاون الخليجي العربي: أسلوب التكامل المشترك"**؛ وقد هدفت هذه الدراسة إلى بحث محددات التضخم في دول مجلس التعاون الخليجي خلال الفترة (1980 -2007) حيث تم بلورة معادلة التضخم وتحليلها باستخدام أسلوب التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ في الأجلين الطويل والقصير، وتحليل التباين ودوال الاستجابة الفورية. وأظهرت نتائج التحليل للتكامل المشترك إلى وجود تكامل في العلاقات بين العوامل الاقتصادية التي اشتملت عليها معادلة التضخم في المدى الطويل، في حين أظهر نموذج تصحيح الخطأ أن أسعار النفط، عرض النقد والتضخم العالمي هي أهم العوامل الاقتصادية المؤثرة في معدلات التضخم لدول مجلس التعاون الخليجي في الأجلين القصير والطويل. كما أوضحت نتائج الدراسة مستوى تأثير كل عامل اقتصادي على حدة في التضخم، ومدى استجابة معدل التضخم للتغيرات الحاصلة في العوامل الاقتصادية وذلك من خلال تحليل التباين ودوال الاستجابة الدفعية.

3. الإطار النظري للدراسة

1.3 التضخم:

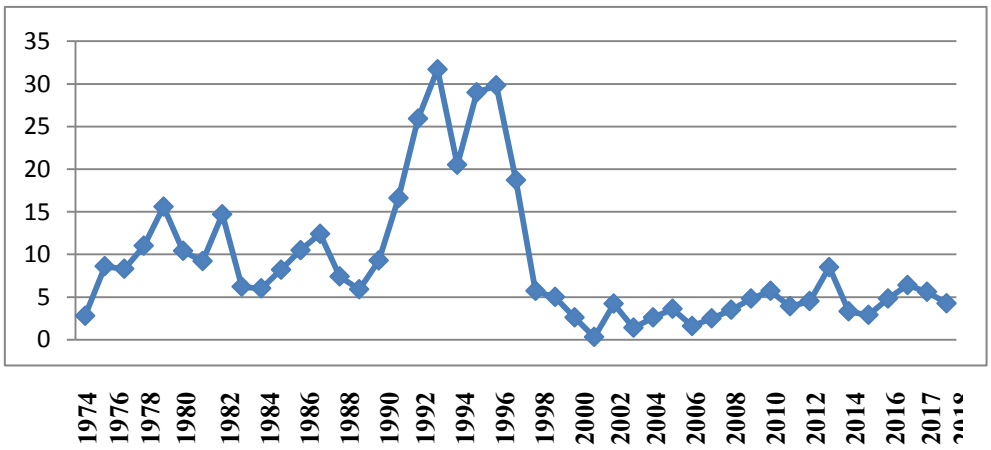
يعتبر التضخم من أهم المؤشرات الاقتصادية الدالة على الوضع الاقتصادي لأي دولة، والأكيد أن التضخم كظاهرة اقتصادية لا يعني بالضرورة أنه حالة مرضية لأي اقتصاد ما لم يتجاوز الحدود المعقولة، كما لا يعني كذلك أنه حالة صحية عندما يحافظ

على ثبات معدله أو ينخفض إلى مستويات متدنية، كما أن الاعتقاد السائد لدى الكثيرين بأن التضخم كظاهرة هو جزأ لا يتجزأ من اقتصاد السوق هو اعتقاد خاطئ (Kennedy, 1996, p. 34). من هنا تحديدا يتضح وأن التضخم كمؤشر اقتصادي يحمل في طياته العديد من الحقائق حول الوضع الاقتصادي العام، حقائق قد تكون ايجابية كما قد تكون سلبية، لذلك فإن واضعي السياسات وصناع القرارات دائما ما يهتمون بشكل كبير بكيفيات السيطرة والتحكم في معدلات التضخم خشية وصولها إلى مستويات الخطورة، تحكم يبقى مرهونا بالقدرة على المعرفة الدقيقة لمسببات الظاهرة، وبالتالي اتخاذ الإجراءات والتدابير السليمة لمواجهتها والسيطرة عليها.

ولا يوجد هناك اتفاق بين الاقتصاديين والأكاديميين بشأن تعريف مصطلح التضخم بسبب تعدد الحالات التي ينصرف إلى وصفها مثل تضخم الأسعار، تضخم الدخول النقدية، تضخم التكاليف والتضخم النقدي (الزيادة المفرطة في عرض النقود)، وفي هذا الإطار فإن جون مينارد كينز (**J.M.Keynes**) في كتابه الشهير النظرية العامة للعمالة، الفائدة والنقود الصادر في عام 1936 أكد على وجود ثلاث عوامل رئيسة تؤدي إلى ارتفاع الأسعار هي انخفاض المردودية، ارتفاع الدخل النقدي، وارتفاع الطلب في حالة التشغيل الكامل **(LAVOIE, 1985, p. 174)**، والأكيد أن المعنى الذي ينشدّ إليه القارئ عند سماع كلمة تضخم هو الارتفاع في المستويات العامة للأسعار. من هنا تحديدا يمكن تعريف التضخم بأنه الارتفاع المستمر في المستوى العام للأسعار، والتدهور المستمر في قيمة النقود، ويشير هذا التعريف إلى عدة أمور. **أولا**، يشير التضخم إلى الحركة في المستوى العام للأسعار ولا يشير إلى التغيرات في سعر واحد بالنسبة إلى الأسعار الأخرى، فهذه التغيرات شائعة حتى عندما يكون المستوى العام للأسعار مستقرا. **وثانيا**، فإن الأسعار خاصة بالسلع والخدمات، وليس الأصول. **ثالثا**، يجب أن يكون ارتفاع مستوى الأسعار كبير إلى حد ما، ويستمر على مدى فترة أطول من اليوم، الأسبوع أو الشهر **(Labonte, 2011, p. 01)** .

إن قياس ظاهرة التضخم عادة ما يخضع لعدة مؤشرات ربما أهمها تلك التي ترتبط بالمستويات العامة للأسعار، وفي الجزائر غالبا ما يتم استخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلك في قياس الظاهرة والذي يعكس تلك الارتفاعات الحاصلة على مستوى الأسعار المحلية، كما يتم استخدام الرقم القياسي الضمني كذلك لقياس التضخم، هذا الأخير يحتوي على جميع أسعار السلع والخدمات المتداولة في الاقتصاد الوطني. ويشير الشكل رقم (01) إلى تطور معدلات التضخم في الجزائر للفترة الممتدة ما بين عامي 1974 و2018.

الشكل رقم (01): تطور معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة (1974–2018)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات الملحق رقم (01).

يظهر الشكل وأن معدلات التضخم في الجزائر عرفت تذبذبا كبيرا طيلة هذه الفترة، حيث يمكن تثبيت المراحل التالية:

- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 1974 و1989 عدم استقرار واضح في المعدلات السنوية للتضخم، حيث بلغت أدنى مستوياتها العام 1974 أين بلغ المعدل 2.8% ووصلت إلى أعلى المستويات سنة 1978 بمعدل قدره 15.6%؛

- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 1990 و1995 ارتفاعا قياسيا لمعدل التضخم وصل إلى حدود لا تطاق إذ بلغ العام 1995 نسبة 29.8% وهو معدل مرتفع جدا مقارنة بسنة 1989 حيث لم يتجاوز 9.3% فقط، ولو أن الأمر يبدو مفهوما إلى حد بعيد بالنظر إلى الظروف التي كان يعيشها الاقتصاد الجزائري آنذاك وسقوطه في شرّاكة صندوق النقد الدولي وإملاءاته بتحرير الدينار الجزائري مما خلق ضغوطا على فاتورة الواردات التي ارتفعت بصورة كبيرة جدا، بالإضافة إلى سياسة تحرير الأسعار، دون أن نغفل الافراط في الاصدار النقدي لتغطية العجز في الموازنة العامة ودوره في رفع معدل التضخم؛
- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 1996 و2000 تراجعا كبيرا جدا في معدل التضخم فقد وصل مع نهاية العام 2000 إلى 0.3% مما يدل على أن الحكومة الجزائرية آنذاك تمكنت من السيطرة على التضخم بفضل السياسات المنتهجة والقائمة على أساس التشدد النقدي والمالي، وضبط معدلات الفائدة بصورة صحيحة تعبر عن الواقع الحقيقي للاقتصاد الوطني دون مبالغة؛
- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 2001 و2005 استقرارا واضحا في معدلات التضخم عند مستويات مقبولة، فقد تمكنت الحكومة الجزائرية من السيطرة على التضخم وساعدها في ذلك تراجع حجم المديونية الخارجية وخدمة أعبائها، إضافة إلى ارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية وهو ما انعكس بصورة إيجابية على حالة الميزان التجاري ومن ثم على الوضع العام لميزان المدفوعات؛
- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 2006 و2018 عودة الاضطرابات لمعدلات التضخم من جديد، فعادت الضغوط التضخمية لتظهر مع حلول العام 2007 بوصول معدل التضخم إلى 3.5%، ولو أن الأمر كان آنذاك يبدو عاديا لأنه يتوافق مع الهدف النهائي للسياسة النقدية حيث يتمحور معدل التضخم حول نسبة 3%، فيما عدا ذلك وصل معدل التضخم إلى مستويات مرتفعة نوعا ما خصوصا عامي 2012 و2016 أين بلغ 8.5% و6.4% على التوالي.

2.3 العمق المالي

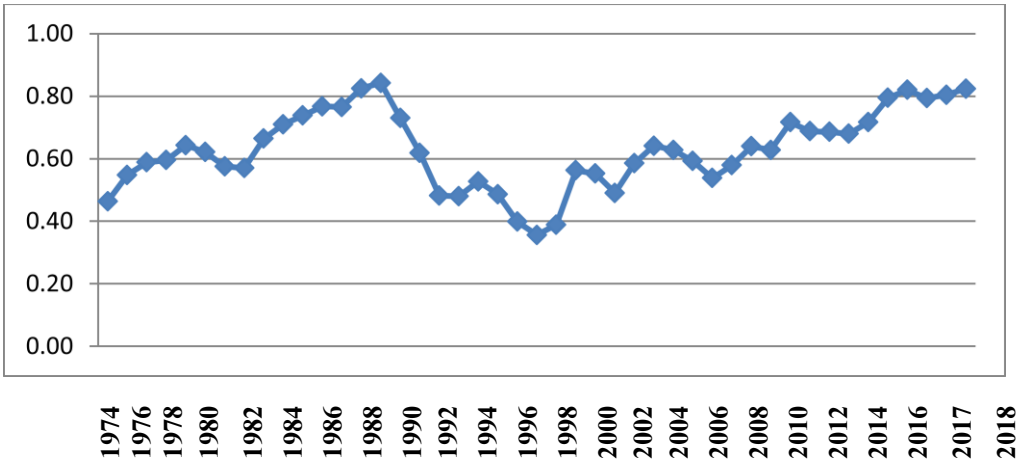
يعتبر مؤشر العمق المالي (الإجمالي النقدي) من بين أهم المؤشرات ذات الدلالة على مدى تطور القطاع المالي في مختلف الاقتصادات الوطنية، فزيادة العمق المالي من شأنه أن يسهل تعبئة المدخرات الوطنية بشكل كفؤ وتوزيعها على نحو أمثل، وتوفير خدمات ومنتجات مالية أكثر تنوعا وتطورا بما يساهم في زيادة معدلات الاستثمار والنمو الاقتصادي.

ويعني العمق المالي حسب البنك الدولي الزيادة في مخزون الأصول المالية، وهو بذلك يشير إلى مدى قدرة المؤسسات المالية بصورة عامة على التعبئة الفعالة للموارد المالية بما يحقق أهداف التنمية الاقتصادية، وفي الاقتصادات النامية على وجه الخصوص فإن العمق المالي يعني تخفيف تجزئة الأسواق المالية، بما يؤدي وبصفة تدريجية إلى تحديد أسعار على درجة عالية من الدقة والتناسق، وتعكس بصورة فعلية ندرة الموارد المالية، وفي هذا الإطار يرى كل من ماكنون**(Mckinnon, 1973, p. 67)** وشو **(Show, 1973, p. 34)** بأن إيجاد معدلات فائدة حقيقية موجبة هو بمثابة خطوة أساسية نحو هذا التوجه، لأنها تساهم بشكل فعال في التحفيز نحو الادخار المالي وبالتالي اتساع دائرة الوساطة المالية بما يوفر مزيدا من النقد والمال للنشاط الاقتصادي، وهناك عدة نظريات مفسرة للتعميق المالي السائد في الأنظمة المالية المتطورة من بينها نظريتي التحرير المالي والقمع المالي لماكنون وشو واللتين ارتكزتا على فكرة جوهرية مفادها أن تحرير القطاعات المالية، وتخفيف القيود المالية في الاقتصادات المكبوتة هو السبيل المرغوب من أجل زيادة التعميق المالي، وبالتالي زيادة الادخار وعرض الائتمان وتشجيع الاستثمار، وفي النهاية تسريع وتيرة النمو الاقتصادي.

ويعتبر العمق النقدي مفهوما مقابلا ومناظرا للعمق المالي، فهو يعبر عن مدى كفاءة السياسة النقدية التي يضعها البنك المركزي، ويقاس العمق النقدي عادة كحاصل قسمة الكتلة النقدية بمفهومها الأوسع (ونقصد بذلك المجمع النقدي من النوع M_3)، أو بمفهومها الواسع (ونقصد بذلك المجمع النقدي من النوع M_2) على الناتج المحلي الإجمالي (PIB)، ومن المفترض أنه هناك علاقة طردية بين مستوى التعميق المالي وكفاءة السياسة النقدية في تحقيق أهدافها.

ويوضح الشكل رقم (2) تطور مؤشرات العمق المالي في الجزائر معبرا عنها بالعمق النقدي، وذلك للفترة الزمنية 1974 - 2018.

الشكل رقم (02): تطور مؤشر العمق المالي في الجزائر خلال الفترة (1974، 2018)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات الملحق رقم (01).

يتضح من خلال الشكل أعلاه وأن قيمة مؤشر التعميق المالي في الجزائر منخفضة نوعا ما وشهدت تذبذبا ملحوظا طيلة الفترة (1974-2018)، فقد بلغ المؤشر في المتوسط خلال عقد الثمانينيات نسبة 71.88%، ليعرف تراجعا كبيرا جدا خلال التسعينيات أين بلغت نسبته 48.53% ولو أن الأمر يبدو مفهوما هنا ويعود بالأساس إلى الأوضاع السياسية والأمنية الصعبة التي عاشتها البلاد آنذاك، مما انعكس سلبا على الوضع الاقتصادي العام، دون أن نغفل هنا الدور السلبي لإملاءات واشتراطات صندوق النقد الدولي التي أججت من نار الأزمة الاقتصادية في الجزائر. لكن الوضع عاد ليأخذ مساره الصحيح خلال العقد الأول من الألفية الجديدة بدليل أن نسبة العمق المالي بلغت في المتوسط 60.4%، وأكثر من ذلك فقد واصل المؤشر مساره التصاعدي خلال الفترة اللاحقة (2010-2018) حيث بلغ في المتوسط نسبة 76%، وهي نسبة تبدو مهمة جدا وذات دلالة واضحة على مدى تأثير السياسات الحكومية المنتهجة في الجزائر -والقائمة على أسس التحرير المالي- على التعميق المالي في الاقتصاد الجزائري.

3.3 سعر الصرف

يعتبر سعر الصرف من أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية لما له من ترابط وثيق، وتأثير كبير في باقي المتغيرات الأخرى، فتحركات سعر صرف العملة الوطنية تعكس بصورة دقيقة مستوى الأداء الداخلي والخارجي لأي اقتصاد وطني، ويتأثر سعر الصرف عادة وبشكل مباشر بطبيعة البيئة الاقتصادية، فالاستقرار الاقتصادي يعني سعر صرف ونظام صرف مستقر، والعكس فعدم الاستقرار الاقتصادي يجعل من الصعب جدا اختيار نظام صرف بطريقة سليمة وهو ما يسبب في كثير من الأحيان خسائر كبيرة لاقتصادات الدول، وفي هذا الإطار فإن واضعي السياسات وصناع القرارات عادة ما يبحثون عن الوسائل الكفيلة التي تضمن اختيار نظام صرف مناسب لبيئتهم الاقتصادية.

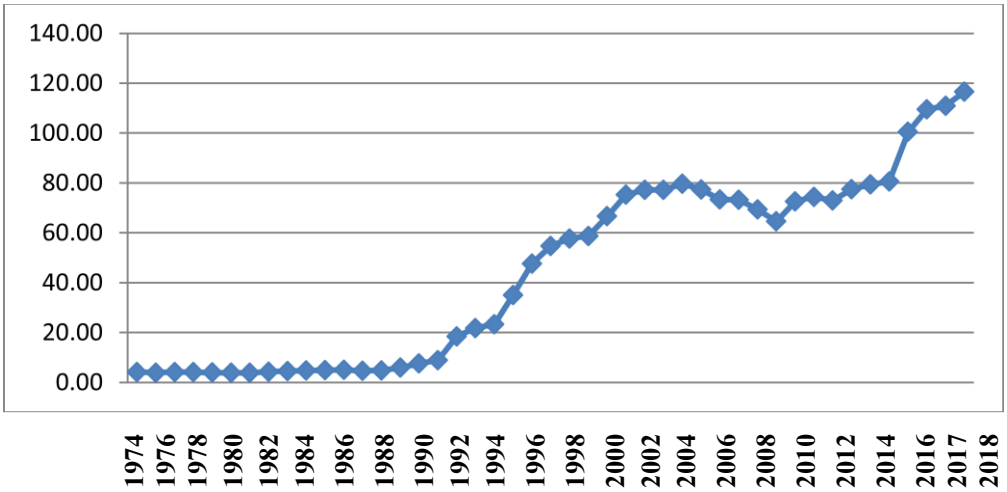
إن تحديد سعر الصرف يتم وفقا لقانون العرض والطلب في سوق الصرف، وهنا فقد تعددت النظريات المفسرة لتغيرات سعر الصرف تبعا لتعدد الأنظمة المعمول بها دون أن تتوصل هذه النظريات إلى تفسير دقيق وواضح بشأن تلك التغيرات، ويعود ذلك بالأساس إلى التأثر الكبير لسعر الصرف بعدة عوامل منها التضخم، أسعار الفائدة...إلخ.

وقد قدمت عدة تعاريف لسعر الصرف، فيعرف على أنه السعر الذي يتم من خلاله مبادلة عملة معينة بعملة أخرى (السريتي، 2009، صفحة 246)، إذا فسعر الصرف مهم جدا في تسوية المعاملات الدولية من خلال تحديد نسبة الوحدات بالعملة الوطنية إلى العملات الأجنبية، وعادة ما يأخذ سعر الصرف عدة صيغ من بينها سعر الصرف الاسمي، سعر الصرف الحقيقي وسعر الصرف التوازني **(العباس، 2003، الصفحات 4-8)**.

يكتسي سعر الصرف لأي دولة أهمية كبيرة على الصعيدين المحلي والخارجي، ويظهر ذلك من خلال دوره في النشاطات الاقتصادية الخارجية المختلفة، ودوره المحوري في رسم معالم السياسة النقدية. كما أنه مؤشر ذو دلالة واضحة على مدى

تنافسية الاقتصاد الوطني، وعلى حالة ميزان المدفوعات القطري (المشهداني وآخرون، 2015، الصفحات 103-104). لذلك فإن سياسة سعر الصرف مهمة جدا في إدارة الاقتصاد الوطني ودعم نموه ومعالجة الاختلالات التي تشوبه من حين لآخر، ففي الجزائر عرف سعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي عدة تغيرات كانت في فترات كثيرة مؤثرة للغاية في هيكل الاقتصاد الوطني، لذا فإنه من المهم جدا تتبع تلك التغيرات، ويوضح الشكل رقم (03) ذلك للفترة (1974، 2018).

الشكل رقم (03): تطور سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة (1974–2018)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات الملحق رقم (01).

- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 1974 و1987 استقرار سعر صرف الدينار الجزائري وربما يكون لسياسة تثبيت سعر الصرف المنبثقة عن اتفاقية بريتون وودز دور بارز في ذلك الاستقرار؛
- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 1988 و2003 ارتفاعا تدريجيا في سعر صرف الدينار وهو ما كان يؤشر آنذاك على أن العملة الوطنية بدأت تتعرض لمشكلات كبيرة. ومع حلول العام 1991 بدأ الارتفاع في سعر صرف الدينار يأخذ منحى تصاعدي سريع جدا، حيث وصل إلى 79.68 دينار مقابل الدولار الأمريكي الواحد سنة 2003، وقد كانت لانهيارات أسعار النفط في الأسواق العالمية (1986)، والأزمة الأمنية والسياسية والاقتصادية التي عاشتها الجزائر خلال عقد التسعينيات، وإملاءات صندوق النقد الدولي دور كبير في التدهور الخطير لقيمة العملة الوطنية؛
- شهدت الفترة الممتدة ما بين عامي 2004 و2008 تحسنا ملحوظا في سعر الصرف بدليل انخفاضه من 77.39 سنة 2004 إلى 64.5 سنة 2008، وقد كان لارتفاع أسعار النفط في الأسواق العالمية دور مؤثر في تحسن العملة الوطنية، وذلك من خلال ارتفاع احتياطيات الجزائر من الصرف الأجنبي؛
- شهدت الفترة الممتدة 2009-2018 عودة التراجع في سعر الصرف من جديد حيث ارتفع من 72.64 دينار مقابل دولار أمريكي واحد سنة 2009 إلى 116.62 دينار عام 2018، ويبدو جليا هنا مدى تأثر العملة الوطنية بتبعات الأزمة المالية العالمية (2008) والتقلبات الحاصلة في أسعار النفط العالمية، دون أن ننسى تأثير أزمة منطقة اليورو (بسبب الارتباط الكبير جدا للاقتصاد الجزائري باقتصادات دول الاتحاد الأوروبي)، ودور السياسات الحكومية المنتهجة والرامية إلى محاولة تقليص الفجوة بين سعر صرف الدينار في السوق الرسمية وسعره في السوق الموازية.

وبشكل عام فإن الدينار الجزائري ومنذ العام 1974 لم يشهد أبدا استقرارا واضحا، فقد عرف تغيرات كثيرة ربما تعكس الوضعية الصعبة التي يعيشها الاقتصاد الجزائري منذ عدة عقود من الزمن.

4. النموذج القياسي

1.4 توصيف النموذج

من أجل قياس أثر العمق المالي وسعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم في الجزائر للفترة الممتدة ما بين عامي 1974 و2018، قمنا بصياغة النموذج التالي: $\mathbf{Inf = f\left(\frac{M_2}{PIB}\ ;\ TCh\right)}$، حيث:

Inf: يمثل معدل التضخم السنوي كنسبة مئوية؛

M_2: يمثل حجم الكتلة النقدية بمفهومها الواسع بمليون دينار جزائري؛

PIB: يمثل الناتج المحلي الاجمالي بمليون دينار جزائري؛

$\frac{M_2}{PIB}$: يمثل العمق المالي كنسبة مئوية؛

TCh: يمثل سعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي كمتوسط سنوي؛

تم الحصول على سلاسل زمنية للفترة الممتدة ما بين عامي 1974 و2018 تخص متغيرات الدراسة، مثلما هو موضح في الملحق رقم (01)، وذلك من أجل اختبار أثر العمق المالي وسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم في الجزائر في الأجلين القصير والطويل، وفي هذا الإطار سيتم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع **(ARDL)**.

يعتبر نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع الذي تم تطويره من قبل بيسران وشين **(Pesaran & Shin ; 1999)**، وبيسران وسميث **(Pesaran & Smith ; 2001)** (Pesaran et al, 2001, pp. 289-326) من بين أفضل النماذج القياسية المستخدمة في اختبار التكامل المشترك وذلك في إطار منهج الحدود **(Bounds Test)**، مقارنة بطرق أخرى معروفة مثل طريقة ديربن واطسون **(CRDW Test)** أو جوهانسون **(Johansen Cointegratio Test)** في إطار تقنية أشعة الانحدار الذاتي **(VAR)** أو انجل-جرانجر ذات الخطوتين **(Engel & Granger)**، وسبب تميز هذه المنهجية هو أنها تطبق بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية فيما إذا كانت مستقرة عند المستوى أو عند أخذ مرشح الفروق من الدرجة الأولى أو خليط من الاثنين، شرط ألا تكون مستقرة من الدرجة الثانية. ويتمتع هذا النموذج بخصائص قوية جدا إذا طبق في حالة السلاسل الزمنية القصيرة التي تتضمن عددا من المشاهدات ما بين ثلاثين (30) وثمانين (80).

يتمثل نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع **(ARDL)** كمزيج بين نموذجين هما:

<u>النموذج الأول</u>: نموذج الابطاء الموزع **(Distributed Lag model)** الذي يتمثل بوجود قيم سابقة لمتغيرات خارجية كمتغيرات تفسيرية، حيث يتأثر المتغير التابع (Y_t) بالمتغير التفسيري (X_t) للفترة الزمنية الحالية وللفترات السابقة (X_{t-1}) وفق المعادلة الرياضية التالية: $\mathbf{Y_t = b_0 + a_1\ X_t + a_2\ X_{t-1} +\ldots\ldots\ldots + a_p\ X_{t-q} + U_t}$

<u>النموذج الثاني</u>: نموذج الانحدار الذاتي **(Autoregressive model)** الذي يتمثل بوجود قيم سابقة للمتغير التابع (Y_t) كمتغيرات تفسيرية وفق المعادلة الرياضية التالية: $\mathbf{Y_t = b_0 + b_1\ Y_t + b_2\ Y_{t-1} +\ldots\ldots\ldots + b_p\ Y_{t-p} + U_t}$

من خلال النموذجين الأول والثاني نحصل على المعادلة التي تمثل نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع وذلك كمايلي: $\mathbf{Y_t = b_0 + b_1\ Y_t + b_2\ Y_{t-1} +\ldots + b_p\ Y_{t-p} + a_1\ X_t + a_2\ X_{t-1} \ldots\ldots + a_p\ X_{t-q} + \varepsilon_t}$، حيث: **p** يمثل رتبة المتغير التابع **Y**(عدد فترات الابطاء للمتغير Y_t)، و**q** يمثل رتبة المتغير التفسيري **X** (عدد فترات الابطاء للمتغير X_t).

ويمكن التعبير عن المعادلة السابقة بشكل مختصر كمايلي: **ARDL (p, q)**، حيث يستند هذا النموذج على نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد **(UECM: Unrestricted Error Correction Model)**، وباستخدام اختبار فيشر **(F-statistic)**

لتقدير العلاقة في الأجلين الطويل والقصير، وذلك في معادلة واحدة، حيث تكون المعادلة في حالة متغير تابع (Y) ومتغيرات تفسيرية عددها k $(X_1, X_2, \ldots\ldots, X_k)$ كمايلي:

$$\Delta Y_t = b_0 + \sum_{i=1}^{p} b_{1i}\Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} b_2\Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} b_3\Delta X_{1t-i} + \ldots\ldots\ldots + \sum_{i=0}^{q_k} b_k\Delta X_{kt-i} + a_1 Y_{t-1} + a_2 X_{1t-1} + a_3 X_{2t-1} + \ldots\ldots\ldots + a_k X_{kt-1} + \varepsilon_t$$

حيث: $b_1, b2,.., b_k$ تمثل معلمات الأجل القصير لمتغيرات الدراسة؛ و $a_1, a_2,..., a_k$ تمثل معلمات الأجل الطويل.

ويتم اختبار علاقة التكامل المشترك حسب نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع من خلال فرضيتين هما:

فرضية العدم H_0: وتنص على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الموجودة في النموذج (عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل)، وتكتب فرضية العدم عندئذ على الشكل التالي: $H_0 : a_1 = a_2 = \ldots\ldots\ldots = a_k = 0$

الفرضية البديلة H_1: وتنص على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الموجودة في النموذج (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل)، وتكتب فرضية العدم عندئذ على الشكل التالي: $H_0 : a_1 \neq a_2 \neq \ldots\ldots\ldots \neq a_k \neq 0$

2.4 اختبار استقراريه السلاسل الزمنية (اختبار جذر الوحدة)

تعتبر اختبارات استقراريه السلاسل الزمنية من المواضيع المهمة في التحليلات الاقتصادية الحديثة، فعدم الاستقرارية عادة ما يعود إلى وجود جذر الوحدة (Unit Root) والذي يؤدي إلى الحصول على انحدار زائف وبالتالي مشاكل في التحليل القياسي، ولمعرفة استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها تستخدم العديد من الاختبارات سنكتفي بالتالي منها:

- **اختبار ديكي فوللر البسيط (Dickey-Fuller):** على الرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة إلا أن أهمها وأكثرها شيوعا في الدراسات الاقتصادية هو اختبار ديكي فوللر، الذي يفترض أنه لدينا السياق العشوائي (Y_t DICKEY & FULLER, 1979, p. 431)، وهنا يقوم الاختبار على المعادلة التالية: $\Delta Y_t = b_0 + b_1 T + \delta Y_{t-1} + U_t$

حيث تشير (Δ) إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية Y_t، و(δ) معلمة المتغير المتباطئ، في حين تحتوي المعادلة على قاطع (b_0) واتجاه زمني (T)، من منطلق أن أغلب الدراسات الاقتصادية تأخذ القاطع مع الاتجاه الزمني.

- **اختبار ديكي فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller):** اعتمادا على المعادلة السابقة ومن أجل تلافي وجود الارتباط الذاتي في حد الخطأ العشوائي (U_t)، فإنه يجب تصحيح ذلك بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطئة، وهنا تصبح معادلة الاختبار: $\Delta Y_t = b_0 + b_1 T + \delta Y_{t-1} + ai\ \Sigma^m \Delta Y_{t-i}$، وتصبح (ζ_t) غير مرتبطة ذاتيا.

ويوضح الجدول رقم (01) نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) لجذور الوحدة لمتغيرات الدراسة.

الجدول رقم (01): نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)

متغيرات الدراسة	المستوى			مرشح الفروق من الدرجة الأولى		
	حد ثابت فقط	حد ثابت واتجاه عام	دون حد ثابت واتجاه عام	حد ثابت فقط	حد ثابت واتجاه عام	دون حد ثابت واتجاه عام
	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob
INF	0.2356	0.3300	0.1702	0.0000	0.0000	0.0000
$\frac{M_2}{PIB}$	0.2949	0.5215	0.8382	0.0002	0.0007	0.0000
TCh	0.9277	0.0060	0.8839	/	/	/

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات الملحق رقم (02) ومخرجات البرنامج الاحصائي Eviews 10

تشير نتائج اختبارات جذر الوحدة للسلسلة الزمنية للتضخم باستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع أن السلسلة غير مستقرة عند المستوى بدليل أن القيمة الاحتمالية **(Prob)** أكبر من 5% سواء كان ذلك بوجود حد ثابت أم حد ثابت واتجاه عام أم بدون حد ثابت واتجاه عام، إذن سوف نقبل هنا فرضية العدم (H_0) القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية **(Inf)**. وعند أخذ مرشح الفروق من الدرجة الأولى كانت القيمة الاحتمالية **(Prob)** أقل من 5% سواء كان ذلك بوجود حد ثابت أم حد ثابت واتجاه عام أم بدون حد ثابت واتجاه عام، إذن سوف نرفض هنا فرضية العدم **(H_0)** القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية **(Inf)**، ونقبل الفرضية البديلة **(H_1)** القائلة بعدم وجود جذر الوحدة.

تشير نتائج اختبارات جذر الوحدة للسلسلة الزمنية لمؤشر العمق المالي باستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع أن السلسلة غير مستقرة عند المستوى بدليل أن القيمة الاحتمالية **(Prob)** أكبر من 5% سواء كان ذلك بوجود حد ثابت أم حد ثابت واتجاه عام أم بدون حد ثابت واتجاه عام، إذن سوف نقبل هنا فرضية العدم **(H_0)** القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية **($\frac{M_2}{PIB}$)**. وعند أخذ مرشح الفروق من الدرجة الأولى كانت القيمة الاحتمالية **(Prob)** أقل من 5% سواء كان ذلك بوجود حد ثابت أم حد ثابت واتجاه عام أم بدون حد ثابت واتجاه عام، إذن سوف نرفض فرضية العدم **(H_0)** القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية **($\frac{M_2}{PIB}$)**، ونقبل الفرضية البديلة **(H_1)** القائلة بعدم وجود جذر الوحدة.

تشير نتائج اختبارات جذر الوحدة للسلسلة الزمنية لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي باستخدام اختبار ديكي فوللر الموسع أن السلسلة مستقرة عند المستوى بدليل أن القيمة الاحتمالية **(Prob)** أقل من 5% وذلك بوجود حد ثابت واتجاه عام، إذن سوف نرفض هنا فرضية العدم **(H_0)** القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية **(TCh)**، ونقبل الفرضية البديلة **(H_1)** القائلة بعدم وجود جذر الوحدة.

بناء على اختبارات سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة المتمثلة في معدل التضخم ومؤشر التعميق المالي، نلاحظ أنها مستقرة جميعا بعد أخذ مرشح الفروق من الدرجة الأولى، وبالتالي سوف نعتمد تكامل السلسلتين الزمنيتين من الدرجة الأولى، أي: **Inf ~I(1) ; $\frac{M_2}{PIB}$ ~I(1)** ، في حين أن الاختبارات المتعلقة بسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بينت أنه مستقر عند المستوى، أي: **TCh~I(0)**. وبالتالي فإنه لا يوجد أي متغير من متغيرات الدراسة مستقر بعد أخذ مرشح الفروق من الدرجة الثانية، وهو ما يجعل من إمكانية الاستمرار في تقدير نموذج الدراسة محققة.

3.4 تحديد درجة التأخير (عدد فترات الإبطاء) المثلى لمتغيرات الدراسة

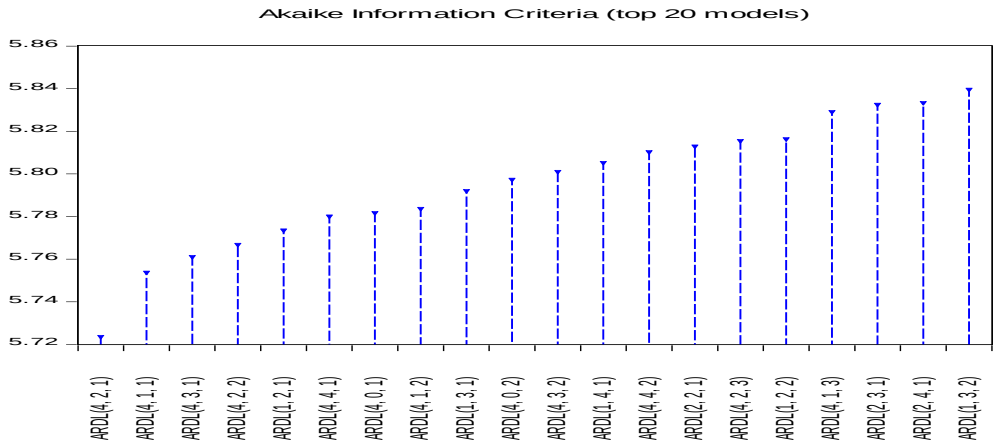
هناك عدة معايير إحصائية تستخدم لتحديد عدد فترات الإبطاء، وذلك تفاديا للحكم الشخصي فيما يتعلق بطول مدة التأخير، هذه المعايير ترمي إلى تدنية مجموع مربعات البواقي إلى أقل قيمة ممكنة، ومن بينها معيار **Akaike (AIC)**، **Schwarz-Bayesian (BIC)**، **Hannan-Quinn (HQ) informatin criteria** (Kozhan, 2010, p. 97). وفي هذا الإطار فإن النموذج المقدر مبني على أساس أن المتغير التابع هو معدل التضخم **(Inf)**، والمتغيرات التفسيرية هي العمق المالي **($\frac{M_2}{PIB}$)** وسعر الصرف **(TCh)**، وأن مدد الإبطاء الزمني (4، 2، 1) بناء على قيم معيار **Akaike**، والتي تعطي أقل قيمة لهذا المعيار التي يتم تحديدها تلقائيا من قبل برنامج **EViews 10** حيث تشير القيم (4)، (2) و(1) إلى عدد مدد التخلف الزمني للمتغيرات المعنية بالدراسة وبحسب التسلسل أو الترتيب. وتوضح بيانات الجدول رقم (02) والشكل رقم (04) فترات الإبطاء المثلى لكل متغير من متغيرات الدراسة وفقا لمعيار **Akaike** وبحسب التحديد التلقائي للبرنامج.

الجدول رقم (02): فترات الإبطاء المثلى التي حددها معيار Akaike تلقائيا لنموذج (ARDL)

النموذج	فترات الإبطاء المثلى المختارة
$Inf = f(\frac{M_2}{PIB} ; TCh)$	(4 ; 2 ; 1)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

الشكل رقم (04): فترات الإبطاء المثلى التي حددها معيار Akaike تلقائيا لنموذج (ARDL)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

4.4 تقدير نموذج الانحدار الذاتي وتوزيع الإبطاء والكشف عن وجود مشكلة الارتباط الذاتي بين بواقي التقدير

إن نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الزمني الموزع (ARDL) المقدر في هذه الدراسة مبني على أساس أن المتغير التابع هو معدل التضخم (Inf)، والمتغيرات التفسيرية هي مؤشر العمق المالي ($\frac{M_2}{PIB}$) وسعر الصرف (TCh)، ومن المهم اختبار جودة هذا النموذج، والتأكد من خلوه من مشكلة الارتباط الذاتي بين بواقي التقدير، أي أن أخطاء النموذج مستقلة بصورة تسلسلية، لأن العكس يعني أن تقديرات معلمات النموذج غير متسقة، ومن أجل ذلك سوف نقوم باستخدام الاختبارات الإحصائية التالية:

- **اختبار جودة النموذج:** تظهر بيانات الجدول رقم (03) الخاصة بالاختبارات الإحصائية للنموذج أن النموذج المقدر ذو جودة، فقيمة معامل (R^2) بلغت **0.830654** (83%)، وقيمة (F-Statistic) بلغت **16.89528** بمستوى معنوية إحصائية قدرها (0.0000)، كما أن قيمة اختبار ديربن واطسون (D.W) بلغت **2.369415** ولو أنها تعتبر قيمة مظللة ولا يتم الاعتماد عليها أصلا في نماذج الانحدار الذاتي (VAR).

الجدول رقم (03): نتائج تقدير نموذج ARDL لأثر العمق المالي وسعر الصرف على التضخم

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.621326	0.152400	4.076947	0.0003
INF(-2)	-0.177274	0.182868	-0.969412	0.3398
INF(-3)	0.306570	0.185799	1.650015	0.1090
INF(-4)	-0.342702	0.136333	-2.513713	0.0174
MS_PIB	-23.17877	11.69944	-1.981186	0.0565
MS_PIB(-1)	-1.544193	17.55565	-0.087960	0.9305
MS_PIB(-2)	19.54650	12.25046	1.595573	0.1207
TCH	0.383568	0.152115	2.521568	0.0170
TCH(-1)	-0.446233	0.162797	-2.741035	0.0101
C	10.71684	6.181913	1.733579	0.0929
R-squared	0.830654	Mean dependent var		9.162683
Adjusted R-squared	0.781489	S.D. dependent var		8.159271

S.E. of regression	3.814060	Akaike info criterion		5.723486
Sum squared resid	450.9586	Schwarz criterion		6.141430
Log likelihood	-107.3315	Hannan-Quinn criter.		5.875678
F-statistic	16.89528	Durbin-Watson stat		2.369415
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

- **اختبارات التشخيص**: من أجل الحكم على مدى اجتياز النموذج المقدر للاختبارات القياسية سوف نستخدم نوعين من الاختبارات هما:

- **اختبار (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test):** تظهر نتائج الجدول رقم (04) أن قيمة **P-value** لإحصائية χ^2 **(2)** أكبر من 5%، وبالتالي يتم هنا قبول فرضية العدم **(H_0)** القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء (البواقي غير مرتبطة ذاتيا)؛

الجدول رقم (04): نتائج اختبار الارتباط الخطي للنموذج

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	**1.963819**	**Prob. F(2,29)**	**0.1585**
Obs*R-squared	**4.890517**	**Prob. Chi-Square(2)**	**0.0867**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

- **اختبار (Heteroskedasticity Test: ARCH):** تظهر نتائج الجدول رقم (05) أن قيمة **Prob. Chi-Square (1)** للاختبار بلغت 0.7477 وهي أكبر من 5%، وبالتالي يتم هنا قبول فرضية العدم **(H_0)** القائلة بتجانس البواقي وعدم احتوائها اختلاف تباين.

الجدول رقم (05): نتائج اختبار الارتباط الخطي، نتائج اختبار عدم ثبات التباين للنموذج

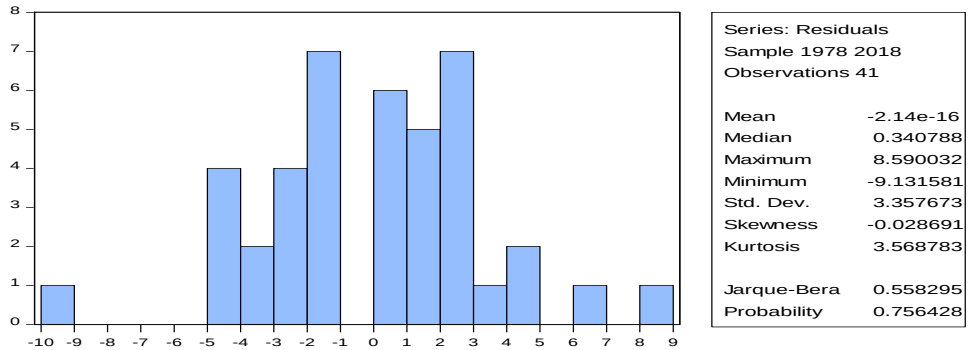
Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	**0.098590**	**Prob. F(1,38)**	**0.7552**
Obs*R-squared	**0.103510**	**Prob. Chi-Square(1)**	**0.7477**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

ومن أجل التأكد من أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي أم لا سوف نستخدم اختبار **(Jarque-Bera)**، ويظهر الشكل رقم (05) نتائج الاختبار، حيث بلغت القيمة الاحتمالية المقابلة للاختبار 0.756428 وهي أكبر من 5%، وبالتالي سوف نقبل فرضية العدم **(H_0)** القائلة بأن بواقي النموذج موزعة توزيعا طبيعيا، ولا توجد هناك مشكلة التوزيع الطبيعي.

الشكل رقم (05): اختبار التوزيع الطبيعي



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

5.4 اختبار حدود التكامل المشترك (Bounds Test) لنموذج الانحدار الذاتي وتوزيع الابطاء

ومن أجل التأكد من وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة من عدمه سوف نقوم بتطبيق اختبار الحدود (**Bounds Test**) الذي يقوم بصفة أساسية على اختبار فرضية العدم (H_0) والتي تنص على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الموجودة في النموذج، والفرضية البديلة (H_1) التي تنص على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الموجودة في النموذج، حيث يتم استخدام اختبار (**F-Statistic**) لأجل ذلك، من خلال مقارنة قيمة (**F**) المحسوبة للمعلمات طويلة الأجل مع قيم (**F**) الجدولية المناظرة عند مستويات المعنوية (1%، 5% و10%)، حيث نقبل فرضية العدم (H_0) إذا كانت قيمة (**F**) المحسوبة أقل من قيم (**F**) الجدولية عند الحدود الدنيا، ونقبل الفرضية البديلة (H_1) إذا كانت قيمة (**F**) المحسوبة أكبر من قيم (**F**) الجدولية عند الحدود العليا، بينما لا يمكن الحسم إذا كانت قيمة (**F**) المحسوبة تقع بين قيم (**F**) الجدولية الدنيا والعليا، ويوضح الجدول رقم (06) نتائج اختبار الحدود:

الجدول رقم (06): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية الحدود (Bounds Test) لنموذج ARDL

F-Bounds Test		**Null Hypothesis: No levels relationship**		
Test Statistic	**Value**	**Signif.**	**I(0)**	**I(1)**
F-statistic	**5.705298**	**10%**	**2.788**	**3.54**
k	**2**	**5%**	**3.368**	**4.203**
		1%	**4.8**	**5.725**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

من خلال بيانات الجدول أعلاه يتضح وأن قيمة (**F**) المحسوبة (5.705298) أكبر من الحدود العليا لقيم (**F**) الجدولية المناظرة عند مستويات المعنوية (5% و10%) والتي كانت على التوالي (4.203 و3.54)، وبالتالي فإننا سوف نرفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، ونقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة المتمثلة في معدل التضخم كمتغير تابع، ومؤشر العمق المالي، وسعر الصرف كمتغيرات تفسيرية.

6.4 تقدير العلاقة قصيرة الأجل في إطار نموذج تصحيح الخطأ

تتمثل العلاقة قصيرة الأمد بصفة أساسية في تقدير نموذج تصحيح الخطأ والذي يعبر في الحقيقة عن متغيرات الدراسة بصيغة مرشح الفروق من الدرجة الأولى، بالإضافة إلى حد تصحيح الخطأ الذي يكون مبطأ لفترة زمنية واحدة فقط باعتباره كمتغير تفسيري، وفي ذات السياق فإن حد تصحيح الخطأ يقيس لنا سرعة تكيف الاختلالات التي تحدث في الأجل القصير إلى التوازن في الأجل الطويل، فالحصول على معامل تصحيح الخطأ بإشارة سالبة (-) ومعنوي يعني أنه هناك علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة (هناك تكامل مشترك)، وتشير الإشارة السالبة إلى تقارب النموذج الحركي في المدى القصير، بينما تشير القيمة المطلقة لمعامل حد تصحيح الخطأ إلى سرعة استعادة حالة التوازن من جديد (عودة المتغيرات إلى حالتها التوازنية). وتشير بيانات الجدول رقم (07) إلى نتائج تقدير أثر العمق المالي وسعر الصرف على التضخم في الأجل القصير.

الجدول رقم (07): تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة الأمد لنموذج ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	**0.213406**	**0.137097**	**1.556604**	**0.1297**
D(INF(-2))	**0.036132**	**0.135830**	**0.266008**	**0.7920**

D(INF(-3))	0.342702	0.122969	2.786893	0.0090
D(MS_PIB)	-23.17877	10.20349	-2.271651	0.0302
D(MS_PIB(-1))	-19.54650	10.74256	-1.819539	0.0785
D(TCH)	0.383568	0.126856	3.023641	0.0050
CointEq(-1)*	-0.592081	0.118346	-5.002969	0.0000
EC = INF - (-8.7428*MS_PIB -0.1058*TCH + 18.1003)				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

تشير بيانات الجدول السابق والذي يعبر عن نموذج تصحيح الخطأ والمرونات بين متغيرات النموذج، إلى أن جميع متغيرات الدراسة كانت ذات معنوية إحصائية بين مستوى دلالة 1% و5%، وتشير النتائج إلى أن زيادة العمق المالي بوحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض التضخم بمقدار 23.18 وحدة، في حين تؤدي زيادة سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي بوحدة واحدة إلى زيادة التضخم بمقدار 0.38 وحدة.

أما بالنسبة لمعامل تصحيح الخطأ فقد كانت قيمته سالبة **(-0.592081)** ومعنوية **(0.0000)**، وهذا دليل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المدروسة في المدى القصير، وتوضح معلمة تصحيح الخطأ أن 59.2% من الاختلالات قصيرة الأجل في معدل التضخم في الفترة الزمنية السابقة **(t-1)** يمكن تصحيحها خلال الفترة الحالية **(t)** باتجاه العلاقة طويلة الأجل عند حدوث أي تغيرات أو صدمات في المتغيرات التفسيرية (العمق المالي وسعر الصرف).

7.4 تقدير العلاقة طويلة الأجل

توضح بيانات الجدول رقم (08) نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل لأثر العمق المالي وسعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر، ويتبين أن تأثير العمق المالي على معدل التضخم غير معنوي من الناحية الإحصائية حيث بلغت القيمة الاحتمالية (0.4471) وهي أكبر من مستوى المعنوية 5% لذلك سوف نقبل الفرضية العدمية **(H_0)** التي تنص على عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من مؤشر العمق المالي إلى معدل التضخم. في حين كان تأثير سعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على معدل التضخم معنوي من الناحية الإحصائية حيث بلغت القيمة الاحتمالية (0.0017) وهي أقل من مستوى المعنوية 1% لذلك سوف نرفض الفرضية العدمية **(H_0)** ونقبل الفرضية البديلة **(H_1)** التي تنص على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، وأن اتجاه هذه العلاقة يكون من سعر الصرف إلى معدل التضخم، إذ أن زيادة سعر الصرف بوحدة واحدة تؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بـ 0.1 وحدة.

الجدول رقم (08): نتائج العلاقة طويلة الأجل لنموذج ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MS_PIB	-8.742837	11.35309	-0.770084	0.4471
TCH	-0.105838	0.030853	-3.430439	0.0017
C	18.10030	7.243682	2.498770	0.0180

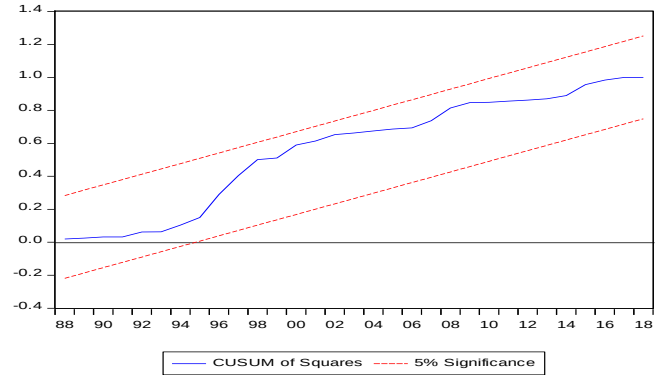
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

8.4 اختبار السكون لنموذج الانحدار الذاتي وتوزيع الإبطاء المقدر (Stability Test)

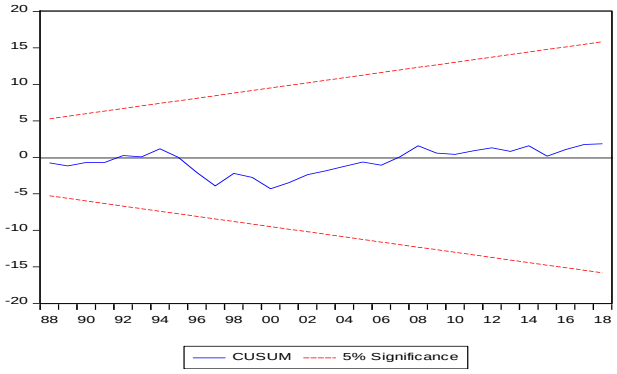
إن اختبار مدى سكون نموذج الانحدار الذاتي وتوزيع الابطاء يمر من خلال التأكد من أن بيانات الدراسة لا تحتوي على أي تغيرات هيكلية، وأن المعلمات قصيرة الأجل مستقرة ومنسجمة مع المعلمات طويلة الأجل، وفي هذا الإطار نجد اختبارين اثنين يستخدمان من أجل التأكد من سكون النموذج وهما **اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM)** **واختبار المجموع**

التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUM of Squares)، ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المبطأة **(ARDL)**، إذا وفقط إذا وقع الشكل البياني لكل واحد من الاختبارين السابقين داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، وعندها يمكن قبول فرضية العدم القائلة بأن جميع المعلمات المقدرة هي مستقرة، بما معناه أن المعلمات قصيرة وطويلة الأجل للنموذج المقدر هي ساكنة. ويوضح الشكلان رقم (06) و(07) نتائج اختبار السكون للنموذج المقدر:

الشكل رقم (06): المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة



الشكل رقم (07): المجموع التراكمي للبواقي المعاودة



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews 10

من خلال الشكلين السابقين يمكن تثبيت التالي:

- يظهر بوضوح وأن الرسم البياني للمجموع التراكمي للبواقي المعاودة **(CUSUM)** يقع داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5 % وهو ما يدل على استقرار المعلمات قصيرة وطويلة الأجل للنموذج المقدر، أي أنه هناك انسجام في النموذج بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير؛
- يظهر بوضوح وأن الرسم البياني للمجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة **(CUSUM of Squares)** يقع داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5 % وهو ما يدل على استقرار المعلمات قصيرة وطويلة الأجل للنموذج المقدر، أي أنه هناك انسجام في النموذج بين نتائج الأجل الطويل ونتائج الأجل القصير.

5. خاتمة

من خلال هذه الورقة البحثية حاولنا بيان تأثير التعميق المالي المقاس بنسبة المعروض النقدي من النوع M_2 إلى إجمالي الناتج المحلي، وسعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي على المعدل السنوي للتضخم في الجزائر وذلك للفترة الزمنية الممتدة ما بين عامي 1974 و2018، وقد توصلت هذه الدراسة التطبيقية إلى جملة من النتائج يمكن تثبيت أهمها في النقاط التالية:

- تقدير العلاقة بين متغيرات الدراسة المتمثلة في مؤشر العمق المالي، وسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي ومعدل التضخم في الجزائر، من خلال نموذج قياسي يعتبر مقبول من الناحيتين الاقتصادية والإحصائية؛
- السلسلتين الزمنيتين لمعدل التضخم ومؤشر التعميق المالي في الجزائر غير مستقرتين عند المستوى، وهما تحتويان على جذر الوحدة حسب اختبار ديكي فوللر الموسع للاستقرارية، لكن السلسلتين تستقران عند أخذ مرشح الفروق من الدرجة الأولى، في حين كانت السلسلة الزمنية لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي مستقرة عند المستوى وهو ما يعني أنه لا يوجد أي متغير من متغيرات الدراسة مستقر بعد أخذ مرشح الفروق من الدرجة الثانية؛

- تضمن اختبار الحدود **(Bounds Test)** للتكامل المشترك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة المتمثلة في معدل التضخم كمتغير تابع ومؤشر العمق المالي وسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي كمتغيرات تفسيرية، فكانت قيمة **(F)** المحسوبة (5.705298) أكبر من الحدود العليا لقيم **(F)** الجدولية المناظرة عند مستويات المعنوية (5% و10%) والتي كانت على التوالي (4.203 و3.54)، بما معناه أن القيم الحالية لمعدل التضخم تتأثر بقيمتها السابقة، وأيضا بالقيم السابقة لكل من مؤشر التعميق المالي وسعر الصرف؛
- توضح معلمات الأجل الطويل إلى أنه هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الزيادة في سعر الصرف ومعدل التضخم، وأن اتجاه هذه العلاقة يكون من سعر الصرف إلى معدل التضخم، إذ أن زيادة سعر الصرف بوحدة واحدة تؤدي إلى زيادة التضخم بمقدار 0.38 وحدة في الأجل القصير، وانخفاضه بـ 0.1 وحدة في الأجل الطويل (وهو ما ينفي الفرضية الأولى للدراسة). بينما لا توجد هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الزيادة في معدل التعميق المالي ومعدل التضخم، حيث كان التأثير غير معنوي من الناحية الإحصائية إذ بلغت القيمة الاحتمالية (0.4471) وهي أكبر من مستوى المعنوية 5% (وهو ما يثبت الفرضية الثانية للدراسة)؛
- تشير نتائج اختبار السكون لنموذج الانحدار الذاتي وتوزيع الإبطاء المقدر **(Stability Test)** إلى أن بيانات الدراسة لا تحتوي على أي تغيرات هيكلية، وأن المعلمات قصيرة الأجل مستقرة ومنسجمة مع المعلمات طويلة الأجل، وهو ما تأكد من خلال اختباري **المجموع التراكمي للبواقي المعاودة** و**المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة** حيث وقع الشكل البياني لكل واحد من الاختبارين السابقين داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%؛
- النتائج المتوصل إليها في هذا النموذج القياسي يمكن الاعتماد عليها للتنبؤ بمعدل التضخم في الجزائر بما يساعد واضعي السياسات وصناع القرارات على وضع استراتيجيات دقيقة وخطط واضحة المعالم للتحكم في معدل التضخم وتحقيق الاستقرار النقدي الذي يسمح فيما بعد ببلوغ اهداف برامج التنمية الاقتصادية والاجتماعية المستدامة.

وفي الأخير تطرح هذه الدراسة جملة التوصيات التالية:

- ينبغي على صناع القرارات وواضعي السياسات في الجزائر إعطاء أهمية قصوى بخصوص معرفة القيم السابقة لكل من مؤشر التعميق المالي وسعر الصرف الرسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي ومعدل التضخم من أجل التنبؤ بمعدلات التضخم في المستقبل، وذلك من أجل تحديد معالم السياسة الاقتصادية –خاصة في شقها النقدي- التي ينبغي انتهاجها استهدافا لتحقيق استقرار اقتصادي مستديم؛
- على السلطات النقدية في البلاد وعلى رأسها البنك المركزي أن تتحكم بصورة فعالة في حجم الكتلة النقدية المتداولة في الاقتصاد الوطني، ووضع حد للتسرب النقدي خارج الدائرة المصرفية، وإيجاد الوسائل والأدوات والميكانيزمات المناسبة للتقليل من تأثير زيادة الكتلة النقدية على المعدل السنوي للتضخم في الأجل القصير؛
- على السلطات النقدية في البلاد أن تختار بعناية سياسة لسعر صرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي كعملة قيادية، تضمن له الاستقرار اللازم الذي من شأنه أن يحافظ على معدلات تضخم منخفضة ومستقرة عند مستويات مقبولة ومعقولة يمكن السيطرة عليها، ويحد من تلك الآثار السلبية للضغوط التضخمية في الأجلين القصير والطويل.

6. قائمة المراجع

السيد محمد أحمد السريتي. (2009). التجارة الخارجية. جمهورية مصر العربية: الدار الجامعية. صفحة 246.

المشهداني، خالد أحمد فرحان، العبيدي، رائد عبد الخالق عبدالله، الجنابي، عباس خضير عباس. (2015). التمويل الدولي. الطبعة الثانية. عمان، الأردن: دار الأيام. الصفحات 103-104.

العباس بلقاسم. (نوفمبر 2003). سياسات أسعار الصرف. سلسلة جسر التنمية، سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الأقطار العربية. العدد (23). السنة الثانية. الكويت: المعهد العربي للتخطيط.

DICKEY, D., & FULLER, W. (1979). distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association, 74*(366), 431.

Kennedy, M. (1996). *Libérer l'argent de l'inflation et des taux d'intérêts. Traduction de Loïc Cohen.* Chêne-Bourg, Genève: Editions Vivez Soleil SA, 34.

Kozhan, R. (2010). *Financial Econometrics With Eviews.* Ventus publishing ApS, bookboon, 97.

Labonte, M. (2011, July 26). Inflation: Causes, Costs, and Current Status. *Congressional Research Service*, 01.

LAVOIE, M. (1985, Juin). Inflation, chomage et la planification des recessions: La Théorie generale de KEYNES et Après. *l'actualité Economique, Revue d'analyse economique, 61*(02), 174.

Mckinnon, R. (1973). Money and Capital in Economic Development. *D.C: Brookings Institution*, 67.

Pesaran, M. H, Y. Shin, and R. Smith. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 289-326.

Show, E. (1973). Financial Deepening in Economic Development. *Oxford University Press*, 34.

الديوان الوطني للاحصائيات (الجزائر)، أعداد مختلفة، تم الاسترداد من الموقع الالكتروني: **http://www.ons.dz**

تقارير البنك المركزي الجزائري، أعداد مختلفة، تم الاسترداد من الموقع الالكتروني: **http://www. bank of algeria.dz**

التقرير الاقتصادي العربي الموحد، أعداد مختلفة، تم الاسترداد من الموقع الالكتروني: **http://www. amf.org.ae/ar**

آفاق الاقتصاد العربي، أعداد مختلفة، تم الاسترداد من الموقع الالكتروني: **http://www. amf.org.ae/ar**

7. ملاحق

الملحق الإحصائي رقم (01): الناتج المحلي الإجمالي والعرض النقدي وسعر الصرف ومعدل التضخم والعمق المالي في الجزائر للفترة (1974-2018)

t	PIB*	Ms**	Tch***	Inf****	Ms/PIB	t	PIB	Ms	Tch	Inf	Ms/PIB
1974	55560,9	25772	4,1807	2,8	0,4639	1996	2570029	915058	54,767	18,7	0,3560
1975	61573,9	33749	3,9494	8,6	0,5481	1997	2780168	1081518	57,68	5,7	0,3890
1976	74075,1	43605	4,1638	8,3	0,5887	1998	2830491	1592461	58,724	5	0,5626
1977	87240,5	51950	4,1467	11	0,5955	1999	3238198	1789350	66,632	2,6	0,5526
1978	104831,6	67458	3,9659	15,6	0,6435	2000	4123514	2022500	75,2569	0,3	0,4905
1979	128222,6	79688	3,8532	10,4	0,6215	2001	4227113	2473500	77,2646	4,2	0,5852
1980	162507,2	93538	3,8374	9,2	0,5756	2002	4522773	2901500	77,215	1,4	0,6415
1981	191468,5	109154	4,3158	14,7	0,5701	2003	5252321	3299500	79,682	2,6	0,6282
1982	207551,9	137889	4,5922	6,2	0,6644	2004	6149117	3644300	77,395	3,6	0,5927
1983	233752,1	165926	4,7888	6	0,7098	2005	7561984	4070400	73,3603	1,6	0,5383
1984	263855,9	194718	4,9833	8,2	0,7380	2006	8514843	4933700	73,276	2,5	0,5794
1985	291597,2	223860	5,0278	10,5	0,7677	2007	9366566	5994600	69,3674	3,5	0,6400
1986	296551,4	227017	4,7023	12,4	0,7655	2008	11077139	6955900	64,5702	4,8	0,6280
1987	312706,1	257896	4,8497	7,4	0,8247	2009	10006840	7173100	72,6436	5,7	0,7168
1988	347716,9	292963	5,9148	5,9	0,8425	2010	12034399	8280700	74,4025	3,9	0,6881
1989	422043	308146	7,6086	9,3	0,7301	2011	14481008	9929200	72,9379	4,5	0,6857
1990	554388,1	343005	8,9575	16,6	0,6187	2012	16209600	11015100	77,536	8,5	0,6795
1991	862132,8	415270	18,473	25,9	0,4817	2013	16647900	11941500	79,3684	3,3	0,7173
1992	1074696	515902	21,836	31,7	0,4800	2014	17228600	13686700	80,579	2,9	0,7944
1993	1189725	627427	23,345	20,5	0,5274	2015	16702100	13704511	100,4641	4,8	0,8205
1994	1487404	723514	35,059	29	0,4864	2016	17406800	13816309	109,4654	6,4	0,7937
1995	2004995	799562	47,685	29,8	0,3988	2017	18906560	14958278	110,961	5,6	0,8045
						2018	20189600	16636700	116.617	4.3	0.8240

*الديوان الوطني للإحصائيات (الجزائر)، أعداد مختلفة؛

****تقارير البنك المركزي الجزائري، أعداد مختلفة؛**

*****التقرير الاقتصادي العربي الموحد، أعداد مختلفة؛**

******آفاق الاقتصاد العربي، أعداد مختلفة؛**

العمود الخامس (05) من إعداد الباحثين بالاعتماد على البيانات الواردة في العمودين الأول (01) والثاني (02).

الملحق الاحصائي رقم (02): اختبارات جذر الوحدة للسلاسل الزمنية

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.126704	0.2356
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.492785	0.3300
Test critical values:	1% level	-4.180911	
	5% level	-3.515523	
	10% level	-3.188259	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.319492	0.1702
Test critical values:	1% level	-2.618579	
	5% level	-1.948495	
	10% level	-1.612135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.203376	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.592462	
	5% level	-2.931404	
	10% level	-2.603944	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.134480	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.186481	
	5% level	-3.518090	
	10% level	-3.189732	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.279546	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.619851	
	5% level	-1.948686	
	10% level	-1.612036	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: MS_PIB has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.978478	0.2949
Test critical values:	1% level	-3.592462	
	5% level	-2.931404	
	10% level	-2.603944	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: MS_PIB has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.117889	0.5215
Test critical values:	1% level	-4.186481	
	5% level	-3.518090	
	10% level	-3.189732	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: MS_PIB has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.581437	0.8382
Test critical values:	1% level	-2.618579	
	5% level	-1.948495	
	10% level	-1.612135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(MS_PIB) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.911790	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.592462	
	5% level	-2.931404	
	10% level	-2.603944	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(MS_PIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.187572	0.0007
Test critical values:	1% level	-4.192337	
	5% level	-3.520787	
	10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(MS_PIB) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.938648	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.619851	
	5% level	-1.948686	
	10% level	-1.612036	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: TCH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.219989	0.9277
Test critical values:	1% level	-3.600987	
	5% level	-2.935001	
	10% level	-2.605836	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: TCH has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.418136	0.0060
Test critical values:	1% level	-4.219126	
	5% level	-3.533083	
	10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: TCH has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.813232	0.8839
Test critical values:	1% level	-2.622585	
	5% level	-1.949097	
	10% level	-1.611824	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.