

دراسة قياسية لأثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر

للفترة (1990-2021)- باستخدام نماذج ARDL -

An Econometric Study of the influence of non-bank currency on Algeria's consumer price index from 1990 to 2021 -using ARDL models-

بوطلاعة محمد*

مخبر دراسات استراتيجيات التنوع
الاقتصادي لتحقيق التنمية المستدامة
المركز الجامعي عبد الحفيظ بوالصوف-
ميلة- الجزائر
m.boutellaa@centre-univ-mila.dz
تاريخ الاستلام: 2024/11/04

ساعد بخوش حسينة

مخبر دراسات استراتيجيات التنوع
الاقتصادي لتحقيق التنمية المستدامة
المركز الجامعي عبد الحفيظ بوالصوف-
ميلة- الجزائر
h.saadbekhouche@centre-univ-mila.dz
تاريخ القبول للنشر: 2024/11/21

خوالد مولود

مخبر دراسات استراتيجيات التنوع
الاقتصادي لتحقيق التنمية المستدامة
المركز الجامعي عبد الحفيظ بوالصوف-
ميلة- الجزائر
Mouloud.khoualed@centre-univ-mila.dz
تاريخ النشر: 2024/12/15

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى قياس وتحليل أثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر على مدار 32 سنة، وبغية تحقيق هذا الهدف تم تقدير نموذج قياسي في إطار التكامل المشترك ونماذج الانحدار الذاتي والمعروفة بنماذج ARDL. حيث تم استخدام متغيرة مؤشر أسعار الاستهلاك كمتغير تابع ومتغيرات (العملة المتداولة خارج البنوك سرعة دوران النقود، كتلة الأجور) كمتغيرات تفسيرية، مع تقدير العلاقة بين هذه المتغيرات في المدى القريب والبعيد. خلصت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية سائلة الذكر على مستوى الاقتصاد الجزائري، كما أنه في حالة حدوث صدمة على مستوى المتغيرات التفسيرية بوحدة واحدة سيدوم هذا التأثير لمدة أقصاها 3 سنوات و 8 أشهر تقريبا حتى يرجع إلى وضعه التوازني والطبيعي. الكلمات المفتاحية: عملة متداولة خارج البنوك، سرعة دوران النقود، مؤشر أسعار الاستهلاك، جزائر، نموذج ARDL. تصنيفات JEL: E51، E31، B23.

Abstract:

The aim of this study was to measure and analyze the impact of currency in circulation outside banks on the Consumer Price Index in Algeria during 32 year. To achieve this goal, An Econometric model was estimated within the framework of common integration, known as ARDL models, CPI was used as the dependent variable, while explanatory variables included (currency in circulation outside banks, money velocity and payroll).

The study concluded that there is a far-reaching balance currency in circulation outside banks and CPI at Algerian economy. We also concluded that if there is a one-unit currency shock wave, this impact on CPI position will last for a maximum period of about 3 years and 08 months until it is due to its normal position.

Keywords: currency in circulation outside banks; money velocity; CPI; Algeria; ARDL model.

Jel Classification Codes: E51، E31، B23.

*المؤلف المراسل.

دراسة قياسية لأثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر للفترة (1990-2021)- باستخدام نماذج ARDL -

1. مقدمة:

يعد مؤشر أسعار الاستهلاك مقياساً أساسياً لتقدير ورصد التغيرات في المستوى العام للأسعار واتجاهها، حيث يستخدمه الإحصائيون كوسيلة لقياس تحركات الأسعار والتنبؤ المستقبلي لها خلال فترات زمنية مختلفة. ولقد أخذت العلاقة بين كمية النقود المتداولة والمستوى العام للأسعار حيزاً كبيراً من الاهتمام لدى المفكرين في مجال الاقتصاد، فبدأوا من الدراسات الأولى لأنجل، بيجو وفيشر مروراً برواد مدرسة كامبريدج إضافة إلى الكينزيين ووصولاً إلى المدرسة النقدية الحديثة، وعلى اختلاف هاته المدارس إلا أنها اجتمعت على إثبات وجود وقوة هاته العلاقة. وتقع على عاتق السلطات النقدية مهمة التحكم في المعروض النقدي بهدف التأثير على مختلف المؤشرات الاقتصادية، يتضح من خلال تتبع الوضعية النقدية (المسح النقدي) أن العملة المتداولة قد عرفت نمواً وتوسعاً كبيراً سنحاول في هاته الدراسة معرفة أثر كمية النقود (العملة) المتداولة خارج البنوك الناتجة عن السياسات النقدية المختلفة على مؤشر أسعار الاستهلاك خلال الفترة الممتدة بين (1990-2021).

1.1 الإشكالية: يمكن إبراز إشكالية دراستنا في التساؤل الرئيسي التالي:

إلى أي تؤثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة (1990-2021)؟

الأسئلة الفرعية: من أجل الإجابة على هذا التساؤل الرئيسي نطرح الأسئلة الفرعية التالية:

- هل هناك أثر إيجابي بين متغير العملة المتداولة خارج البنوك ومؤشر أسعار الاستهلاك في الاقتصاد الجزائري الجزائر خلال الفترة (1990-2021)؟
- هل هناك علاقة في المدى القصير والطويل بين مؤشر أسعار الاستهلاك العملة المتداولة خارج البنوك في الجزائر خلال الفترة (1990-2021)؟

2. الفرضيات: من خلال التساؤلات الفرعية السابقة يمكن صياغة الفرضيات التالية:

- يوجد أثر سلبي بين مؤشر أسعار الاستهلاك ومعدل التداول النقدي في الجزائر خلال الفترة (2000-2021)؟
- توجد علاقة في المدى الطويل فقط بين مؤشر أسعار الاستهلاك والعملة المتداولة خارج البنوك في الجزائر خلال الفترة (2000-2021)؟

3.1 أهمية الدراسة

يكتسي هذا الموضوع أهمية بالغة، والمستمدة أساساً من النظرية الاقتصادية، نظراً لأن زيادة كمية النقود المتداولة – في ظل محدودية الجهاز الإنتاجي – تؤثر على استقرار مستويات الأسعار. وعلى الرغم من وضوح هاته العلاقة نظرياً من خلال معادلة التبادل لفيشر إلا أن هنالك تعقيدات كبيرة في هاته العلاقة خاصة في المدى القصير، كما يظهر التباين في وضوح هاته العلاقة بين الدول النامية والدول الناشئة، والدول المتقدمة. وهو ما يجعل الجزم بوجود هاته العلاقة في الاقتصاد الجزائري بصفة آلية أمراً غير محسوم، هذا بالإضافة إلى أن أغلب الدراسات لم تولي أهمية كبيرة لمتغير العملة المتداولة خارج البنوك، بمعنى النقود المتداولة في شكلها السائل (ورقية ومعنوية)، وتأتي أهمية هذه الدراسة من خلال التركيز على هاته الفجوة البحثية.

1.4 أهداف الدراسة: تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق مجموعة من الأهداف نوجزها في ما يلي:

- ابراز مختلف المفاهيم الأساسية المتعلقة بالجانب النظري لمتغيرات الدراسة؛
- تحليل العلاقة بين العملة المتداولة خارج البنوك ومؤشر أسعار الاستهلاك؛
- بناء نموذج قياسي لتحديد العلاقة بين متغيرات الدراسة.

2. الإطار النظري لمتغيرات الدراسة

2.1. المعروض النقدي

دارت مناقشات فكرية مستفيضة بين الباحثين حول تحديد مفهوم المعروض النقدي من جهة والعناصر التي تدخل في تكوينه من جهة أخرى، ويرجع مصدر هذا الخلاف إلى اختلاف وتطور الأنظمة والنظريات النقدية، وسنحاول في هذا العنصر الإحاطة بمختلف المفاهيم الأساسية له إضافة إلى استعراض مختلف المجاميع النقدية التي يشتمل عليها.

2.1.2 تعريف المعروض النقدي

لقد وردت عدة تعاريف للمعروض النقدي والتي يمكن إيجازها في ما يلي:
يعرف المعروض النقدي على أنه كمية النقود المتداولة في مجتمع ما خلال فترة زمنية، وتتمثل كمية النقود في وسائل الدفع بجميع أنواعها (Chinweobo, 2010, p. 73).

المعروض النقدي هو مختلف الالتزامات التي تقع على عاتق الاقتصاد الوطني والتي تمثلها المؤسسات المصدرة للنقد وفي المقابل تعتبر حقا لحائزها من عائلات ومشروعات؛ وبذلك فهي التي تمكنها من الحصول على السلع والخدمات (Bain & Howells, 2003, p. 49).

عرف أيضا على أنه: مجموع وسائل الدفع المتداولة يضم مجموعة من الوحدات النقدية المتواجدة في حوزة الأشخاص والمشروعات والمؤسسات المختلفة، والمقصود هنا بالنقود المتداولة كافة أشكال النقود والتي تختلف بمدى التطور الاقتصادي والاجتماعي (Walsh, 2017, p. 561).

على ضوء ما سبق نخلص إلى أن: المعروض النقدي هو جميع وسائل الدفع والقرض المتاحة لدى مختلف الأعوان الاقتصاديين خلال فترة زمنية معينة عادة ما تكون سنة، إذ يعتبر دينا (الالتزام) على المؤسسات المصدرة له وفي المقابل يعد حقا لحائزها يمكنهم من الحصول على السلع والخدمات.

2.1.2 مكونات المعروض النقدي

يطلق عليها بالمجمعات النقدية وهي عبارة عن مؤشرات احصائية تضم كافة أنواع النقود التي يحوزها الأعوان الاقتصاديين، (Noureddine, 2010, p. 34) حيث تقسم حسب درجة سيولتها كالآتي:

❖ المجمع النقدي الأول (M_1): يعرف هذا المجمع بالمتاحات النقدية أو المعروض النقدي بالمعنى الضيق، ويشمل وسائل الدفع الكاملة السيولة (مثل الأوراق النقدية التي يصدرها البنك المركزي والتي تتداول بين الأعوان غير الماليين، ونقود التجزئة الصادرة عن الخزينة العمومية، والمدمجة في التداول من قبل البنك المركزي) إضافة إلى الودائع تحت الطلب بالعملة الوطنية، والتي تتمثل في أرصدة الحسابات الجارية المفتوحة لصالح الجمهور لدى البنوك التجارية ويتم تداولها بال شيكات (بن عيسى، 2015، صفحة 15)، وعليه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M_1 كما يلي (بن البارو سنوسي، 2016، الصفحات 305-306):

$$M1=DD + CC$$

حيث أن:

M1: المعروض النقدي بالمعنى الضيق (The narrow definition of Money)

DD: الودائع تحت الطلب (Demand Deposits)

CC: العملة المتداولة خارج البنوك (Currency in circulation)

❖ **المجمع النقدي الثاني (M₂):** يطلق عليه المعروض النقدي بالمعنى الواسع، ويشتمل على (M1) يضاف إليه التوظيفات تحت الطلب بالعملة الوطنية التي يستحق عليها فوائد دائنة، هذه التوظيفات تودع لدى مؤسسات الإقراض والخزينة وهي غير قابلة للتحويل بواسطة الشيك ولكن يتم تحويلها عن طريق تقديم الدفتر (دفاتر الإدخار المصرفية العادية) وهي سائر دفاتر الإدخار لدى كافة المؤسسات المصرفية (Nouredine, 2010, p. 35). ومنه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M₂ كما يلي (بن البارو سنوسي، 2016، صفحة 306):

$$M_2 = DD + CC + TD$$

$$M_2 = M_1 + TD$$

إذن:

حيث أن:

M2: المعروض النقدي بالمعنى الواسع (Broader measure of money)

M1: (The narrow definition of Money)

TD: الودائع لأجل (Time Deposits)

❖ **المجمع النقدي الثالث (M₃):** يطلق عليه سيولة الاقتصاد، ويشمل بالإضافة إلى (M2) الودائع لأجل الموجودة لدى المؤسسات المالية غير المصرفية (كصناديق التوفير) وكذلك سندات الخزينة المكتتب فيها من طرف الخواص والمؤسسات غير المصرفية (Nouredine, 2010, p. 36)، ومنه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M3 كما يلي (بن عيسى، 2015، صفحة 15):

$$M_3 = M_2 + R_4$$

حيث أن:

M3: سيولة الاقتصاد (المعروض النقدي بالمعنى الأوسع).

M2: المعروض النقدي بالمعنى الواسع.

R4: الودائع الآجلة لدى المؤسسات المالية غير المصرفية.

❖ **المجمع النقدي الرابع (M₄):** السيولة العامة للاقتصاد، يضم بالإضافة إلى M₃ أوراق الخزينة التي بحوزة الأعوان غير الماليين الصادرة عن المؤسسات وسندات الخزينة القابلة للتداول الصادرة عن الدولة والموجودة بيد الأعوان غير الماليين، وعليه يمكن كتابة معادلة المجمع النقدي M4 كما يلي: (Nouredine, 2010, p. 36)

$$M_4 = M_3 + CD$$

حيث أن:

M3: العرض النقدي بالمفهوم الأوسع.

Lm: شهادات الايداع القابلة للتفاوض.

2.2. مؤشر أسعار الاستهلاك

يعد مؤشر أسعار الاستهلاك من أهم المؤشرات وأكثرها قدرة على قياس التغير في القدرة الشرائية، حيث يعتمد لقياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات المشتراة من قبل المستهلك بين فترة زمنية وأخرى.

2.2.1 تعريف مؤشر أسعار الاستهلاك

❖ مؤشر أسعار الاستهلاك هو أداة لقياس التغيرات عبر الزمن في أسعار سلعة محددة من السلع والخدمات التي عادة تشتري من قبل الغالبية العظمى من الأسر، ويتم تثبيت أنواع ومواصفات السلع والخدمات في سلة مؤشر أسعار الاستهلاك بالإضافة إلى كمياتها خلال سنة الأساس (بن عيسى، 2015، صفحة 81).

❖ يمكن تعريف مؤشر أسعار الاستهلاك على أنه أداة لقياس التغير الذي يحدث في مستوى الأسعار لعدد من السلع والخدمات التي تستهلكها فئات المجتمع المختلفة في حياتها اليومية في فترة زمنية (الفترة الجارية) منسوبة إلى فترة زمنية يطلق عليها فترة الأساس. (Randall Wray, 2015, p. 248)

2.2.2 مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر

يقوم الديوان الوطني للإحصاء في الجزائر في حسابه لمعدل التضخم على مؤشر أسعار الاستهلاك، حيث يقوم دوريا بنشر بيانات سنوية، فصلية وشهرية، أخذاً بعين الاعتبار سنة الأساس، التي تعتمد على معطيات مهمة كعملية الإحصاء السكاني التي تكون عادة كل عشر سنوات (Bedjaoui, 2014, p. 57).

يتكون مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر من 261 مادة ويمثله 791 صنف، تم اختيارهم على أساس معايير مثل النفقات السنوية، تكرارها وجدواها، وتستند أوزان الأصناف على النفقات السنوية لسنة 2000 والتي تعتبر سنة الأساس أما سنة 2001 فاعتبرت سنة مرجعية لحساب المؤشر، وتصنف السلع والخدمات المستهلكة في مجموعات، ومجموعات فرعية ومواد وهو ما يمثل توصيات منظمة الأمم المتحدة في نظام الحسابات الوطنية لسنة 1970، هذه المجموعات تكون مرجحة بأوزان حسب اتفاق كل فرد عليها (عزري و خوني، 2020، الصفحات 445-446):

- التغذية والمشروبات غير الكحولية، وزنها المرجح 43.09%؛
- الملابس والأحذية، ووزنها المرجح 9.29%؛
- الأثاث ولوازم المفروشات، ووزنها المرجح 4.96%؛
- الصحة والعناية بالجسم، ووزنها المرجح 9.2%؛
- النقل والاتصالات، ووزنها المرجح 15.85%؛
- تربية وثقافة وترفيه، ووزنها المرجح 4.52%؛
- مواد متنوعة (غير مصرح بها في موضع آخر)، ووزنها الترجيحي 8.64%.

3. النموذج الاقتصادي والقياسي لأثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر للفترة (1990-2021)

1.3 تحديد متغيرات الدراسة

تحديد متغيرات النموذج يعتبر الخطوة الأولى في تعيين نموذج الدراسة، وبالاعتماد على النظرية الاقتصادية والمعلومات المتاحة من الدراسات السابقة عن الموضوع، حيث يتمثل المتغير التابع مؤشر أسعار الاستهلاك (CPI) ومتغيرات كل من (CIC)، (V) و (PROL) كمتغيرات مستقلة (مفسرة). أي نقوم بصياغة وتقدير النموذج الخطي التالي:

$$CPI_t = f(CIC_t, V_t, PROLL_t)$$

حيث:

CPI_t : يمثل مؤشر أسعار الاستهلاك

CIC_t : يمثل العملة المتداولة خارج البنوك كجزء من المعروض النقدي.

V_t : سرعة دوران النقود.

$PROLL_t$: كتلة الأجور.

سوف نستخدم في هذه الدراسة بيانات سنوية حقيقية على طول الفترة 1990 وحتى 2021، وقد تم اختيار هذه الفترة طبقا لمعيار مدى توفر البيانات للمتغيرات محل الدراسة. وكل البيانات المستخدمة في هذه الدراسة ومصادر الحصول عليها مدرجة في الملحق رقم (01).

جدير بالذكر أننا سوف نستخدم الشكل الخطي اللوغاريتمي بدلا من الشكل الخطي، والهدف من وراء ذلك أن المتغيرات في شكلها اللوغاريتمي (المرونات) تكون مناسبة وسهلة للتفسير، بالإضافة للحصول على نوع من التجانس في بيانات المتغيرات المستخدمة في النموذج.

2.3. تحليل ومناقشة النتائج

سوف نستخدم في هذه الدراسة أحد المناهج الحديثة في التكامل المشترك وهو منهج الانحدار الذاتي الموزع بفترات تأخير (ARDL) الذي طوره كل من (Pesaran and Shin (1999), Pesaran and Smith (1998), Pesaran and Pesaran (1995), Pesaran et al (2001)، حيث يمتاز هذا النموذج عن غيره من النماذج القياسية التي تتعامل مع قياس علاقات التوازن طويلة الأجل والتكامل المشترك التي تعتمد على نماذج الانحدار الذاتي VAR مثل نموذج جوهانسن ونموذج تصحيح الخطأ VECM ويتميز هذا الاختبار بعدة مزايا منها (Afzal, Malik, Butt, & Kalsoom, 2013, p. 25):

أن نموذج ARDL لا يتطلب أن تكون جميع المتغيرات محل الدراسة متكاملة من نفس الدرجة، بل يمكن تحديد عدد علاقات التكامل المشترك طويلة الأجل (العلاقات التوازنية) حتى إذا كانت هذه المتغيرات بعضها متكامل من الدرجة صفر $I(0)$ والآخر متكامل الدرجة الأولى $I(1)$ ، شريطة ألا تتجاوز درجة تكامل المتغيرات الدرجة 1 على افتراض أن القيمة الحرجة لاختبار فيشر (F-Statistic) المحسوبة بواسطة (Pesaran et al (2001) لا يمكن تطبيقها، بسبب أن المنهج المذكور مبني على فرضية أن المتغيرات إما أن تكون متكاملة من الدرجة صفر أو من الدرجة الأولى.

— أن هذا النموذج لا يتطلب أن يكون حجم العينة كبير بعكس نماذج VAR ونماذج VECM التي تتطلب أن يكون حجم العينة كبير حتى تكون النتائج أكثر كفاءة.

— أن نماذج ARDL التي بنيت من خلال نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) تسمح بتقدير مكونات الأجلين الطويل والقصير معا في آن واحد، بدلا من تقدير معادلتين منفصلتين.

ونظرا لأن دراستنا تهتم باختبار انحدار العملة المتداولة بين الأفراد على مؤشر أسعار الاستهلاك، فإن إجراء التكامل المشترك طبقا لمنهج ARDL يتم من خلال نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM لهذا النموذج كما يلي:

$$\Delta LCPI_t = \alpha_0 Lcpi + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta LCIC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta LV_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta PROLL_{t-i} + \theta_1 LCPI_{t-1} + \theta_2 LCIC_{t-1} + \theta_3 LV_{t-1} + \theta_4 PROLL_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث:

Δ : معامل الفروق الأولى:

α_0 : الحد الثابت.

β_i : معاملات الأجل القصير.

θ_i : معاملات الأجل الطويل.

ε : حد الخطأ العشوائي.

1.2.3. اختبار إستقرارية متغيرات الدراسة (اختبار جذر الوحدة)

سوف نقوم بالاعتماد على اختبار ديكي فولر المطور باعتباره من أهم اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية، حيث يوضح الملحق رقم (02) نتائج هذا الاختبار بالإضافة إلى تحديد النموذج ويجب أن تكون درجة تكامل المتغيرات إما $I(0)$ أو $I(1)$ أو مزيج بينهما .

دلت نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات الداخلة في العلاقة والمبينة في الملحق رقم (02) أنه وعند مستويات مختلفة من المعنوية (1%، 5% و 10%)، وباستخدام اختبار ADF، نجد أن جميع متغيرات الدراسة تمثل متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى ($X_i \sim I(1)$)، أي أن الفروق الأولى لهذه المتغيرات مستقرة وبالتالي يمكن إدخالها في معادلة الانحدار تعبيراً عن وجود علاقة توازنية طويلة الأجل فيما بينها (علاقة تكامل مشترك). وانطلاقاً من نتائج الاستقرارية ومن حجم البيانات الصغير نعتمد على نموذج ardl.

إن إجراء اختبار التكامل المشترك يستلزم القيام بأربعة (04) إجراءات، الإجراء الأول يتمثل في تحديد فترة التأخير المثلى لتقدير صيغة UECM، الإجراء الثاني يتمثل في تقدير صيغة UECM، الإجراء الثالث يتمثل في اختبار معنوية المعلمات للمتغيرات المؤخرة بفترة واحدة والإجراء الرابع والأخير، يتمثل في مقارنة إحصائية فيشر المحسوبة F-Statistic للمتغيرات المستقلة المؤخرة بفترة واحدة مع إحصائية فيشر المجدولة والمقدمة من طرف (Pesaran et al (2001).

2.2.3. تحديد فترات الإبطاء الزمني (The Bound Test Approach to Co-integration):

بالنسبة لفترة التأخير المثلى لقيم المتغيرات في نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM، فإن برنامج Eviews 12.0 لتحليل السلاسل الزمنية يوفر خمسة معايير مختلفة لتحديد هذه الفترة وهي: معيار LR، معيار خطأ التوقع النهائي (FPE) معيار AKaike(AIC)، معيار Schwarz(SC) ومعيار Hannan and Quinn(HQ). وقد أكدت كافة هذه المعايير على أن فترة التأخير المثلى (أقل قيمة تمتلكها هذه المعايير) تساوي الواحد ($P = 1$)، كما هو موضح في الجدول رقم (01).

الجدول رقم (01): نتائج معايير اختبار فترة التأخير المثلى

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LCPI LCIC LV LPROL						
Exogenous variables: C						
Date: 05/16/23 Time: 18:04						
Sample: 1990 2021						
Included observations: 30						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-23.17148	NA	7.19e-05	1.811432	1.998258	1.871199
1	116.4072	232.6311*	1.92e-08*	-6.427145*	-5.493013*	-6.128308*
2	126.6828	14.38584	3.00e-08	-6.045518	-4.364081	-5.507612

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12.0

وباتخاذ فترة التأخير هذه، برنامج Eviews 12.0 وبطريقة أوتوماتيكية في اختيار أحسن نموذج مقدر من بين ثمانية نماذج (08) مرشحة، توصل إلى أن أحسن نموذج هو نموذج ARDL(1.0.0.0)، كما يوضحه الشكل رقم (01).

3.2.3. نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bound Test Approach to Co-integration

للتأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات الداخلة في النموذج يتم استخدام اختبار التكامل المشترك وفق منهجية ARDL من خلال الفرضيتين:

❖ الفرضية الصفرية: عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة

$$H_0: \partial_0 = \partial_1 = \partial_2 = \partial_3 = 0$$

❖ الفرضية البديلة: وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة

$$H_1: \partial_0 \neq \partial_1 \neq \partial_2 \neq \partial_3 \neq 0$$

لمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة نقارن قيمة إحصائية لفيشر F-statistic المحسوبة مع القيم الجدولية التي وضعها (2005) Narayan.

الجدول رقم (02): نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية الحدود (The Bound Test)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	3.638094 3	Asymptotic: n=1000		
		10%	2.37	3.2
		5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Actual Sample Size	31	Finite Sample: n=35		
		10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816
		Finite Sample: n=30		
		10%	2.676	3.586
		5%	3.272	4.306
		1%	4.614	5.966

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12.0

أظهرت نتائج الجدول رقم (02) لاختبار الحدود أن القيمة المحسوبة لاختبار فيشر (F=3.63)، وبثلاث متغيرات تفسيرية من دون الثابت (k = 3) جاءت فقط أكبر من الحد الأعلى عند مستوى المعنوية 10%، مما يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل (علاقة تكامل مشترك) عند هذا المستوى بين المتغيرات محل الدراسة.

4.2.3. تقدير العلاقة التوازنية الطويلة الأجل باستخدام نموذج ARDL

أكدت النتائج على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات (علاقة تكامل مشترك)، لذلك يستلزم تقديرها ويتم تقدير نموذج الأجل الطويل بواسطة نموذج ARDL(p, q₁, q₂, q₃)، ويمكن الحصول على معاملات الأجل الطويل من النموذج السابق بالطريقة المبينة سابقا، والجدول الموالي يوضح نتائج التقدير:

الجدول رقم (03): نتائج تقدير انحدار التكامل المشترك باستخدام نموذج ARDL

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: D(LCPI)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 05/16/23 Time: 19:23				
Sample: 1990 2021				
Included observations: 31				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.455146	1.547999	-1.586013	0.1248
LCPI(-1)*	-0.270792	0.098677	-2.744217	0.0108
LCIC**	0.728049	0.314814	2.312636	0.0289
LV**	0.924177	0.449127	2.057719	0.0498
LPROL**	0.143171	0.112134	1.276788	0.2130
* 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.
LCIC	2.688589	1.472730	1.825582	0.0794
LV	3.412863	1.840654	1.854158	0.0751
LPROL	0.528711	0.446338	1.184554	0.2469
C	-9.066533	7.246166	-1.251218	0.2220
EC = LCPI - (2.6886*LCIC + 3.4129*LV + 0.5287*LPROL - 9.0665)				

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12.0.

وتشير نتائج تقدير العلاقة في الأجل الطويل إلى أن:

- ❖ قيمة المعلمة المقدرة للحد الثابت تشير إلى أنه عندما تكون قيم المتغيرات المستقلة منعدمة، فإن مؤشر أسعار الاستهلاك سيكون عند حدود -9.0665 وهو غير معنوي عند مستوى المعنوية 10% وذلك لأن $(P = 0.2220 > 0.1)$.
- ❖ توجد علاقة طردية بين LCIC و LCPI ومعنوية عند 10%، ويعني ذلك أن زيادة لوغاريتم التداول النقدي بوحدة واحدة في الأجل الطويل يؤدي إلى زيادة لوغاريتم مؤشر أسعار الاستهلاك بـ 2.68%.
- ❖ وجود علاقة طردية بين LV و LCPI ومعنوية عند 10%، ويعني ذلك أن زيادة لوغاريتم معدل الدوران بـ 1% في الأجل الطويل يؤدي إلى زيادة لوغاريتم مؤشر أسعار الاستهلاك بـ 3.41%.
- ❖ وجود علاقة طردية بين LPROL و LCPI ولكنها غير معنوية عند المستويات 1%، 5% و 10%، ويظهر ذلك جليا من خلال القيمة الاحتمالية للمتغيرة والمقدرة بـ 0.2469، وتعتبر هذه النتيجة مقبولة نظرا لخصوصية الاقتصاد الجزائري، إذ أن مؤشرات أسعار الاستهلاك في الجزائر لا تخضع للنظرية الاقتصادية ولا حتى للمنطق الاقتصادي.

5.2.3. تقدير صيغة تصحيح الخطأ للنموذج (ARDL-ECM)

إن نموذج تصحيح الخطأ يعمل على تحديد الدالة في الأجل القصير، ويضع في الاعتبار حالة التوازن في الأجل الطويل. بعبارة أخرى، يعمل نموذج تصحيح الخطأ على افتراض وجود حالة توازن للدالة في الأجل الطويل والتي يحددها شكل المتغيرات، وأن الدالة في الأجل القصير غير متوازنة، فيعمل على تعديلها وإرجاعها لحالة التوازن كما يقيس السرعة والزمن اللازمين للعودة للتوازن، ولقد جاءت نتائج تقدير النموذج في الأجل القصير على النحو التالي:

دراسة قياسية لأثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر للفترة (1990-2021)- بإستخدام نماذج ARDL-

الجدول رقم (04): تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة قصيرة الأجل

ARDL Error Correction Regression Dependent Variable: D(LCPI) Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0) Case 2: Restricted Constant and No Trend Date: 05/16/23 Time: 19:26 Sample: 1990 2021 Included observations: 31				
ECM Regression Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CointEq(-1)*	-0.270792	0.066422	-4.076867	0.0004
R-squared	0.354035	Mean dependent var		0.020424
Adjusted R-squared	0.354035	S.D. dependent var		0.334692
S.E. of regression	0.268999	Akaike info criterion		0.243506
Sum squared resid	2.170810	Schwarz criterion		0.289764
Log likelihood	-2.774348	Hannan-Quinn criter.		0.258585
Durbin-Watson stat	2.251211			
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	3.638094	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12.0.

ويستخلص من نتائج التقدير لقيم المعلومات المقدرة ما يلي:

إشارة معامل إحصائية $CointEq(-1)$ جاءت سالبة ومعنوية عند 1%، وهي بذلك تؤكد على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة، حيث بلغت القيمة المقدرة لهذا المعامل (معامل تصحيح الخطأ) في العام السابق -0.2707، ويعني ذلك أن حوالي 27.07% من انحراف قيمة مؤشر أسعار الاستهلاك عن مستواه التوازني في الأجل الطويل يتم تصحيحه في السنة الحالية، وأن الزمن المستغرق من أجل الوصول إلى قيمه التوازنية في الأجل الطويل يتطلب حوالي 3.7 سنة $(1/0.2707)$.

قيم معالم المتغيرات المفسرة محل الدراسة لم تظهر في هذا النموذج، ويعني ذلك عدم وجود علاقة تكامل في الأجل القصير وأن أثرها ربما سوف يظهر في الأجل الطويل، وهو ما أظهرته نتائج العلاقة في الأجل الطويل (متغيرتا LV و $LCIC$) معنويتين عند 10%) وأيضاً نتائج اختبار التكامل المشترك عند مستوى المعنوية 10%.

إن ما يعزز الثقة في هذه النتائج المتحصل عليها هو أن:

معامل التحديد المصحح $\bar{R}^2$ بلغت قيمته 0.3540، وهو ما يعني أن 35.4% من التغيرات التي تحدث في مؤشر أسعار الاستهلاك سببه إلى التغيرات التي حدثت في المتغيرات محل الدراسة، وأن النسبة المتبقية تعود إلى متغيرات أخرى لم يتم إدراجها في النموذج ويعبر عنها بحد الخطأ ε_t .

6.2.3. الاختبارات التشخيصية للنموذج:

هناك العديد من الاختبارات التي وجب علينا القيام بها من أجل التأكد من جودة أداء النموذج المختار المقدر وخلوه من المشاكل القياسية تم اجراء اختبارات التالية:

❖ اختبار الارتباط التسلسلي (LM test): من أجل اختبار فرضية عدم وجود ارتباط تسلسلي للأخطاء، نستعين بأحد الاختبارات الأكثر كفاءة وشيوعاً وهو اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test. ويشير الجدول رقم (05)

أدناه إلى أن قيمة الاختبار قد بلغت 3.72 ($LM = N \cdot R\text{-squared} = 3.72$) باحتمال أكبر من 5% ($\text{Prob. Chi-Square}(2) = 0.1556$)، وهو ما يعني قبول الفرضية الصفرية بعدم وجود ارتباط تسلسلي للبواقي.

الجدول رقم (05): نتائج اختبارات الارتباط التسلسلي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	1.704958	Prob. F(2,25)	0.2022
Obs*R-squared	3.720792	Prob. Chi-Square(2)	0.1556

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 12.0.

❖ اختبار ثبات التباين: توجد عدة اختبارات للكشف عن تجانس البواقي من عدمه، ولعل أكثرها استخداماً اختبار الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء (ARCH)، يعتمد هذا الاختبار على مضاعف لاغرانج LM. نتائج هذا الاختبار الموضحة في الجدول رقم (06) أدناه تشير إلى أن قيمة الاختبار قد بلغت ($LM = N \cdot R\text{-squared} = 0.0069$) باحتمال أكبر من 5% ($\text{Prob. Chi-Square}(2) = 0.9334$)، وهو ما يعني قبول الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس تباين حدود الخطأ.

الجدول رقم (06): نتائج اختبار نتائج اختبار ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.006516	Prob. F(1,28)	0.9362
Obs*R-squared	0.006980	Prob. Chi-Square(1)	0.9334

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج Eviews 12.0.

❖ التوزيع الطبيعي للبواقي: للتحقق من شرط اتباع بواقي النموذج المقدر للتوزيع الطبيعي تم استخدام اختبار Jarque-Bera، نتيجة هذا الاختبار والمقدرة بـ 0.4183 باحتمال ($\text{Probability} = 0.8112 > 5\%$)، وهي نتيجة غير معنوية وقيمة الاختبار أقل من القيمة الجدولية لاختبار مربع كاي عند درجتين حريتين والمقدرة بـ 5.99 ($\chi^2_{(0.95,2)} = 5.99$) وبذلك يتم قبول الفرضية البديلة التي تنص على أن توزيع البواقي توزيع طبيعي، والشكل رقم (02) يوضح ذلك.

❖ اختبار CUSUM و CUSUM Squared: لاختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج (ARDL-ECM) على طول فترة الدراسة، تم استخدام اختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة "CUSUM Test" واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة "CUSUM of Squares Test". واتضح أن النموذج يتصف بالثبات في معظم فترات الدراسة كما يبينه الشكل رقم (03).

4. تحليل النتائج:

توصلت الدراسة إلى جملة من لنتائج نوجزها في النقاط التالية:

— أظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة (اختبارات الاستقرار) أن السلاسل الزمنية محل الدراسة غير مستقرة في مستوها إلا أنها تصبح مستقرة عند أخذ الفروق الأولى لها. وبالتالي فإن هذه السلاسل متكاملة من الدرجة الأولى، أي أنها تتحرك معاً عبر الزمن مما يشير إلى وجود علاقة زمنية طويلة الأجل تعرف بعلاقة التكامل المشترك (cointegration)، مما يعني تطبيق اختبار التكامل المشترك باستخدام الحدود وتصحيح الخطأ:

دراسة قياسية لأثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر

للفترة (1990-2021)- بإستخدام نماذج ARDL-

- أشارت نتائج تطبيق التكامل المشترك، إلى أن أسعار الاستهلاك متكاملة تكاملا مشتركا مع المتغيرات المفسرة لها، وتؤكد هذه النتيجة أيضا وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات عند مستوى معنوية 10%. وهو يؤكد (يثبت) صحة الفرضية الثانية؛
- وجود علاقة طردية ومعنوية بين العملة المتداولة خارج البنوك ومؤشر أسعار الاستهلاك في الأجل الطويل، حيث أن زيادة العملة المتداولة خارج البنوك تؤدي إرتفاع مؤشر أسعار الاستهلاك، وهي علاقة ذو إتجاه واحد، وهو ما ينفي الفرضية الأولى؛
- عند تقدير علاقة الأجل الطويل، تبين أن الزيادة بـ 1% في كلا من العملة المتداولة خارج البنوك، سرعة دوران النقود وكتلة الأجور سوف تؤدي إلى زيادة مؤشر أسعار الاستهلاك بـ 2.68%، 3.41%، 2.46% على التوالي؛
- أظهرت أنه في حالة حدوث صدمة في مؤشر أسعار الاستهلاك، فإن 27.07% من انحراف قيمته عن مستواه التوازني في الأجل الطويل يتم تصحيحها في السنة الحالية (الفترة t)، وأن الزمن المستغرق للوصول الى قيمته التوازنية في الأجل الطويل سوف يتطلب 3.7 سنة.

5. خاتمة:

كان الهدف من هذه الدراسة هو قياس وتحليل أثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الاقتصاد الجزائري، إضافة إلى النمذجة القياسية لمدى استجابة مؤشر أسعار الاستهلاك للصدمة التي تخلفها العملة المتداولة خارج البنوك، سرعة دوران النقود وكتلة الأجور لنفس البلد محل الدراسة (الجزائر) على ضوء البيانات والتقارير الاحصائية خلال الفترة الممتدة من سنة 1990 إلى غاية 2021، بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات المتباطئة الموزعة ARDL. خلصت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين مؤشر أسعار الاستهلاك وكلا من المتغيرات التفسيرية (العملة المتداولة خارج البنوك، سرعة دوران النقود وكتلة الأجور)، كما أنه في حالة حدوث صدمة على مستوى المتغيرات التفسيرية بوحدة واحدة سيدوم هذا التأثير لمدة أقصاها 3 سنوات و 8 أشهر تقريبا لكي يرجع إلى وضعه التوازني. توصي الدراسة بمحاولة التحكم قدر المستطاع في معدل التضخم من خلال تخفيض حجم العملة المتداولة خارج البنوك، وزيادة حجم الودائع بمختلف أنواعها، وهذا لا يتحقق إلا من خلال نشر ثقافة الوعي البنكي (المصرفي) والادخاري.

6. قائمة المراجع:

1. محمد بن البار، وعلي سنوسي. (2016). أثر عرض النقود على التضخم في الجزائر خلال الفترة (1986-2014)-دراسة تحليلية قياسية-. مجلة كلية العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية، 10(16)، الصفحات 303-316.
2. أمينة بن عيسى. (2015). العلاقة بين النقود والأسعار دراسة قياسية في الجزائر-تونس والمغرب (أطروحة دكتوراه). كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، تلمسان: جامعة أبو بكر بلقايد.
3. حميد عزري، ورايح خوني. (ديسمبر، 2020). تطور مؤشرات قياس ظاهرة التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2017. مجلة ميلاف للبحوث والدراسات، 06(02)، الصفحات 444-461.
4. Afzal, M., Malik, M., Butt, A., & Kalsoom, F. (2013). Openness, Inflation and Growth Relationships in An Application of ARDL Bounds Testing Approach. Pakistan economic, 51(01), pp. 13-53.
5. Bain, K., & Howells, P. (2003). Monetary Economics: Policy and its Theoretical Basis. London: Palgrave macmillan.
6. Bedjaoui, Z. (2014). La relation monnaie-inflation dans le contexte de l'économie Algérienne . Faculté des Sciences Economiques, des Sciences Commerciales Et des Sciences de Gestion, Tlemcen: Université Abou-bekr Belkaid.
7. Ben-elbar , M., & Senoussi, A. (2016). Impact of Money supply on inflation in Algeria during the period (1986-2014)-Analytical and Econometric Study-. Journal of Economics, Management and Business Sciences, 10(16), pp. 303-316.

8. Chinweobo, E. U. (2010, December). Effects of money supply and exchange rates on inflation in NIGERIA. Journal of Management and Corporate Governance, 2, pp. 73-87.
9. Nouredine, M. (2010). La demande de Monnaie en Algerie (thèse Doctorat). faculté des Sciences Economiques, des Sciences de gestion, et des Sciences commerciales, Tlemcen: universite Abou-BEKR Belkaid.
10. Randall Wray, I. (2015). modern money theory (éd. 2nd edition). new york, USA: Palgrave Macmillan.
11. Walsh, C. (2017). Monetary Theory and Policy (éd. fourth edition). London: The MIT Press.

7. ملاحق:

الملحق رقم (01): بيانات المتغيرات الاقتصادية الداخلة في النموذج

سنوات	العملة المتداولة خارج البنوك	المعرض النقدي بالمعنى الواسع M2	الناتج المحلي الإجمالي GDP	العملة المتداولة كنسبة من المعرض النقدي CIC	سرعة دوران النقود V	كتلة الأجور PROLL	مؤشر أسعار الاستهلاك CPI
1990	134,9	343	554.39	39.3	1.6162	180	120.2
1991	157,2	415,2	862.13	37.9	2.0764	255.5	150.8
1992	184,8	515,9	1074.7	35.8	2.0831	341.3	197.5
1993	211,3	627,4	1189.72	33.7	1.8962	412.5	240.2
1994	222,9	723,5	1487.4	30.8	2.0558	469.9	316.3
1995	249,7	799,6	2004.99	31.2	2.5074	568.8	406.2
1996	290,8	915,1	2570	31.8	2.8084	667.2	488.8
1997	337,6	1081,5	2780.2	31.2	2.5706	722.1	518.4
1998	390,4	1592,5	2830.5	24.5	1.7773	794.6	550.7
1999	439,9	1789,3	3238.2	24.6	1.8097	847.6	562.2
2000	484,5	2022,5	4123.5	24	2.0388	884.6	558.7
2001	577,2	2473,5	4227.1	23.3	1.7089	970.6	578.3
2002	664,7	2901,5	4522.8	22.9	1.5587	1048.9	102.6
2003	781,3	3354,4	5252.32	23.3	1.5658	1137.9	106.4

دراسة قياسية لأثر العملة المتداولة خارج البنوك على مؤشر أسعار الاستهلاك في الجزائر

للفترة (1990-2021)- بإستخدام نماذج ARDL-

106.4	1137.9	1.5658	23.3	5252.32	3354,4	781,3	2003
110.9	1278.6	1.6450	23.4	6149.1	3738	874,3	2004
113.9	1364	1.8190	22.2	7562.9	4157,6	921	2005
116	1498.5	1.7233	22	8502.6	4933,7	1081,4	2006
121	1722.1	1.5524	21.4	9306.2	5994,6	1284,5	2007
127.2	2134.3	1.5876	22.1	11043.7	6956	1540	2008
135.5	2355.6	1.3896	25.5	9968	7173,1	1829,4	2009
141	2907.5	1.4481	25.3	11991.6	8280,7	2098,6	2010
149.1	3866.4	1.4629	25.9	14526.2	9929,2	2571,5	2011
163.5	4291.4	1.4714	26.8	16208.7	11015,1	2952,3	2012
170.3	4390.8	1.3937	26.8	16643.8	11941,5	3204	2013
176.8	4659.9	1.2587	26.9	17228.6	13686,7	3685,9	2014
184.6	5005.9	1.2195	30	16712.7	13704,5	4108,1	2015
195.3	5308.2	1.2676	32.5	17514.6	13816,3	4497,2	2016
206.9	5439.3	1.2605	31.5	18876.2	14974,6	4716,9	2017
214.2	5417.7	1.2177	29.6	20259	16636,7	4926,8	2018
219.2	5773.9	1.2288	32.9	20284.2	16506,6	5437,6	2019
223.8	5785.9	1.0410	34.8	18383.8	17659,6	6138,3	2020
226.4	5844.2	1.0981	33.6	22021.6	20053,5	6746,6	2021

Source :

-(Banque d'Algérie , Statistiques monétaires 1964-2005 et Statistiques de la balance des paiements 1992-2005 (Hors Série) , 2006, pp. 31;48-49)

- (Banque d'Algérie, Statistiques monétaires 1964-2020 et Statistiques de la balance des paiements 1992-2020, 2022, pp. 47-48 ;61-63)

-(Banque d'Algerie, 2022, p. 11)

-(Office National des Statistiques, Rétrospective Statistique 1962-2020 (Chapitre3 Salaires) , 2020, p. 92) Disponible sur le site:

<https://www.ons.dz/spip.php?article2881>

-(Office National des Statistiques, Rétrospective Statistique 1962-2020 (Chapitre 4 Indices des Prix), 2020, pp. 116-146)Disponible sur le site:

<https://www.ons.dz/spip.php?article2880>

-(Banque d'Algerie, 2022, p. 28)

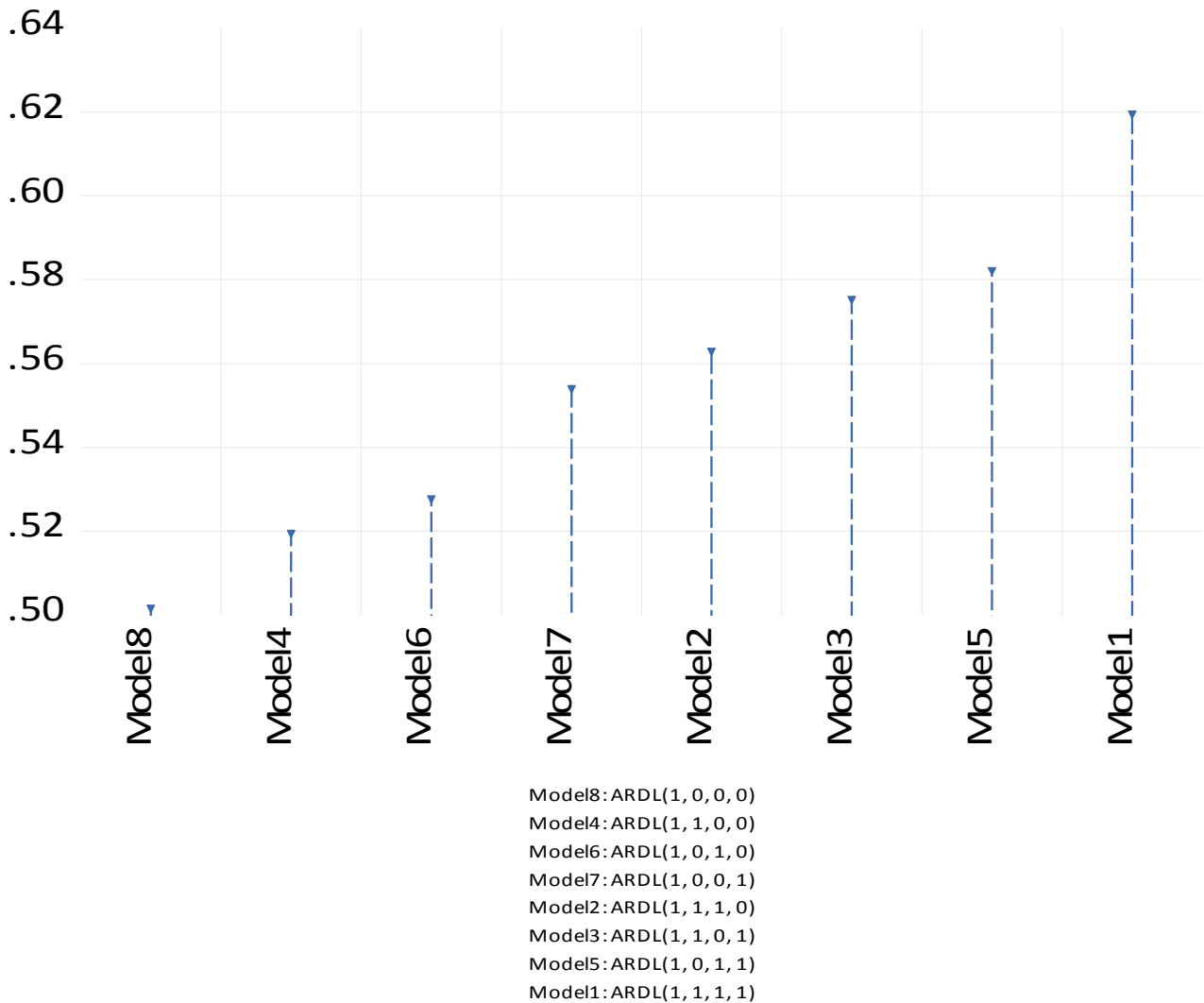
الملحق رقم (02): نتائج اختبار ديكي فولر المطور للسلاسل محل الدراسة

النموذج 06	النموذج 05	النموذج 04		
(Lag = 0) -2.1515	(Lag = 0) -1.9069	(Lag = 0) 0.1405	LCPI	اختبار التكامل من الدرجة صفر.
(Lag = 0) -1.4583	(Lag = 0) -1.7681	(Lag = 0) 0.4974	LCIC	
(Lag = 1) -3.8219	(Lag = 2) -0.3624	(Lag = 4) -1.5482	LV	
(Lag = 3) -1.6858	(Lag = 1) -1.4118	(Lag = 1) 1.6776	LPROLL	
-3.6220	-2.9918	-1.9556	القيم الحرجة عند 5%	
(Lag = 0) -5.0944	(Lag = 0) -5.1776	(Lag = 0) -5.2627	LCPI	اختبار التكامل من الدرجة الأولى.
(Lag = 0) -5.4244	(Lag = 0) -4.4803	(Lag = 0) -4.5463	LCIC	
(Lag = 1) -5.7391	(Lag = 1) -5.7538	(Lag = 0) -5.3414	LV	
(Lag = 0) -3.8337	(Lag = 0) -3.2428	(Lag = 0) -2.6756	LPROLL	
-3.6328	-2.9980	-1.9564	القيم الحرجة عند 5%	

المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12.0

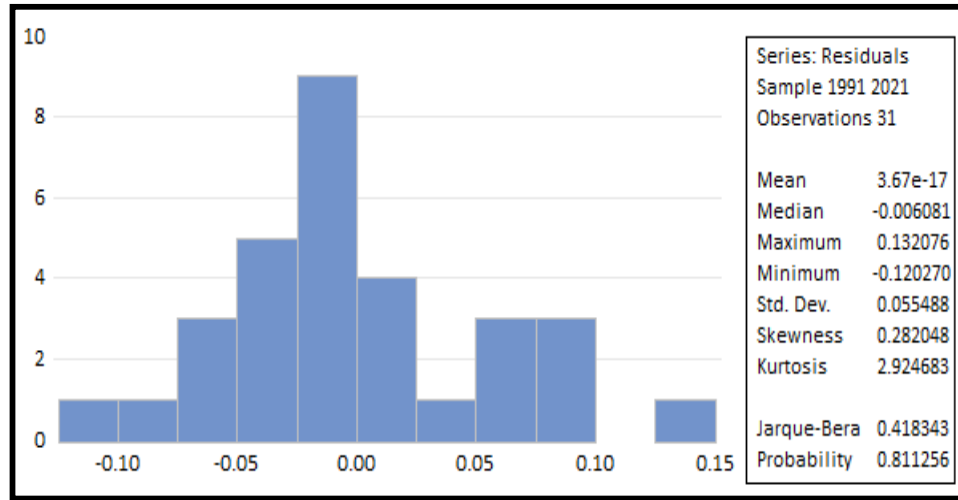
الشكل رقم (01): اختبار فترات الإبطاء المثلى

Akaike Information Criteria



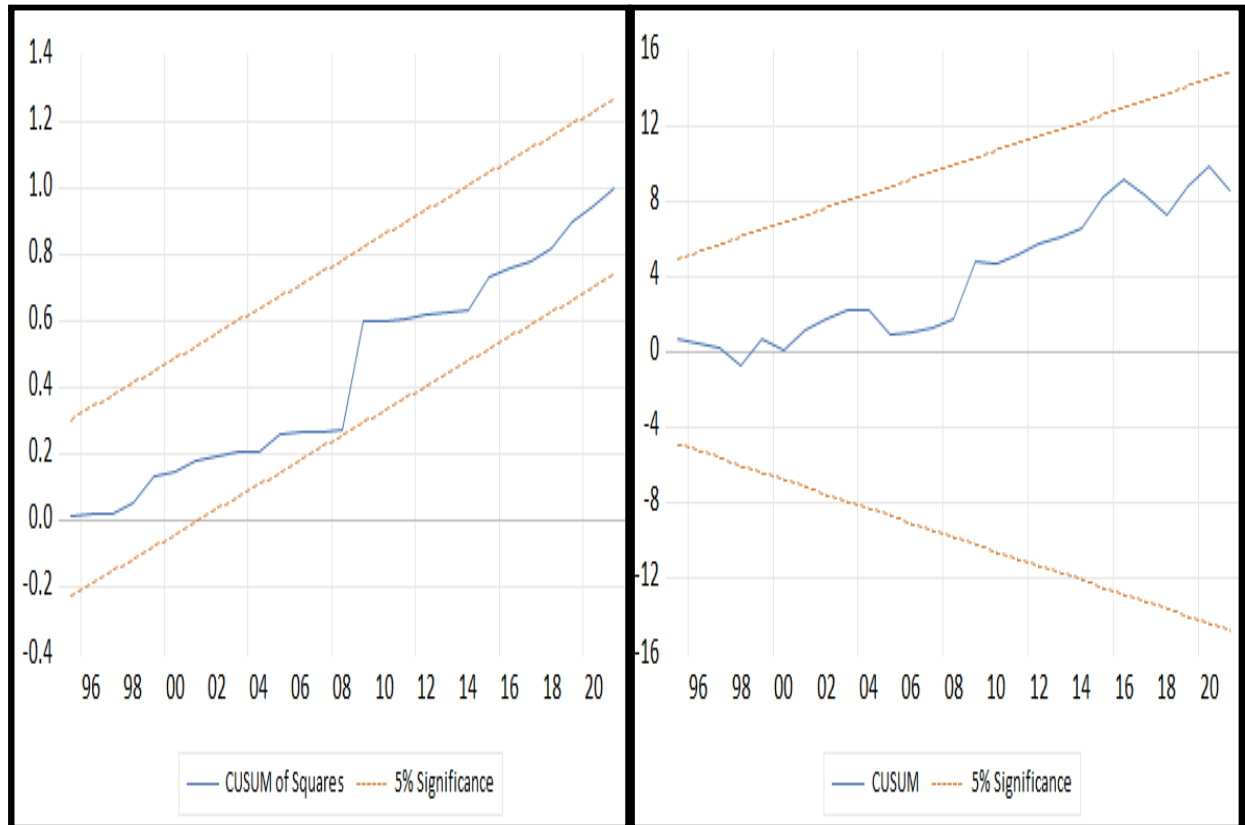
المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12.0

شكل رقم (02): اختبار التوزيع الطبيعي



المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12.0

الشكل رقم (03): نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج (ARDL- ECM)



المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 12.0