أثر السياسة النقدية على التضخم في الجزائر دراسة قياسية بإستخدام نموذج ARDL للفترة (2000-2023)

The Impact of Monetary Policy on Inflation in Algeria: An Econometric Study Using the ARDL Bounds Testing Approach(2023-2000)

أيمن بوزانة [1]*، حسنية صيفي [2]

[1] مخبر البحث في الاقتصاد المطبق من أجل حوكمة الموارد وتنمية الاقليم، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة تيبازة (الجزائر)
(bouzana.aimen@univ-tipaza.dz)

[2] مخبر متطلبات تأهيل وتنمية الاقتصاديات النامية في ظل الانفتاح الاقتصادي، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة ورقلة (الجزائر)،
(saifi.hasnia@univ-ouargla.dz)

تاريخ الاستلام: 2026/04/10؛ **تاريخ المراجعة**: 2026/04/10؛ **تاريخ القبول**: 2026/05/21

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى تحديد المحددات القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 2000-2023 باستخدام منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة المتباطئة (ARDL) واختبار الحدود للتكامل المشترك وفق مقاربة Pesaran et al. (2001)، مدعومةً بنموذج تصحيح الخطأ واختباري CUSUM للاستقرار الهيكلي. يشمل النموذج ستة متغيرات: معدل التضخم، نمو عرض النقود، سعر الفائدة الحقيقي، سعر الصرف الحقيقي الفعّال، أسعار النفط الدولية، والإنفاق الحكومي (% من الناتج المحلي)، مستقاةً من بيانات رسمية لـ 24 مشاهدة سنوية.

تُثبت نتائج اختبار الحدود وجود تكامل مشترك طويل الأمد عند مستوى ثقة 99% (F=7.843 > 4.630). ويُمثّل عرض النقود المحدد الأقوى (β=0.621)، يليه الإنفاق الحكومي (β=0.332) وسعر الصرف (β=0.289). تُصحَّح 48.7% من الاختلالات قصيرة المدى سنوياً (ECT=-0.487). تخلص الدراسة إلى ضرورة تعزيز استقلالية بنك الجزائر وتبني إطار صريح لاستهداف التضخم المرن.

الكلمات المفتاح: السياسة النقدية؛ التضخم؛ نموذج ARDL؛ اختبار الحدود؛ نموذج تصحيح الخطأ.

تصنيف JEL: E31، E52، E58، O55.

Abstract: This study identifies the empirical determinants of inflation in Algeria over 2000-2023 using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach to cointegration (Pesaran et al., 2001), complemented by an Error Correction Model (ECM) and CUSUM structural stability tests. Six variables are examined: inflation, money supply growth (M2), real interest rate, real effective exchange rate, international oil prices, and government expenditure as a share of GDP, drawing on 24 annual observations from official sources.

The bounds test confirms a long-run cointegrating relationship at the 99% confidence level (F=7.843 > upper critical bound at 1% = 4.630). Money supply growth is the dominant long-run determinant (β=0.621), followed by government expenditure (β=0.332) and the real exchange rate (β=0.289). The ECM indicates that 48.7% of short-run disequilibria are corrected annually (ECT=-0.487). The study concludes that strengthening the Bank of Algeria's independence and adopting a flexible inflation-targeting framework are essential policy priorities.

Keywords: Monetary Policy; Inflaion; (ARDL) Model; Bounds Test; Error Correction Model.
Jel Classification Codes: E31; E52; E58; O55.

* أيمن بوزانة ، bouzana.aimen@univ-tipaza.dz

I- تمهيد :

يحتل التضخم موقعاً محورياً في جدول أعمال السياسة الاقتصادية الكلية على المستوى العالمي، إذ يرتبط مباشرةً بتوزيع الدخل الحقيقي وتنافسية الاقتصاد وتماسك المنظومة المالية. وقد شهدت العقود الأخيرة موجات تضخمية متعاقبة طالت اقتصادات ناشئة ومتقدمة على حدٍّ سواء، مما أعاد الاهتمام الأكاديمي بمحددات التضخم وبفعالية الأدوات النقدية في ضبطه.

وفي سياق الاقتصادات الريعية، يكتسب هذا الإشكال أبعاداً هيكلية إضافية؛ فالربط العضوي بين عائدات الموارد الطبيعية والإنفاق العام يُفضي إلى دورات تضخمية داخلية مرتبطة بتقلبات الأسواق الدولية أكثر من ارتباطها بالسياسات النقدية المحلية. وقد وثّق عدد كبير من الدراسات المقارنة هذا النمط في اقتصادات الخليج وأمريكا اللاتينية وشمال أفريقيا، مؤكدةً صعوبة التمييز بين مصادر التضخم النقدية والهيكلية (Agenor & Montiel, 2015).

على هذه الخلفية، تبرز الجزائر نموذجاً بالغ الدلالة: اقتصاد يعتمد على عائدات النفط لتمويل أكثر من 60% من موازنته العامة، ويستورد نحو 65% من احتياجاته الاستهلاكية والإنتاجية. وقد شهدت الفترة 2000-2023 تقلبات تضخمية حادة، إذ تراوح معدل التضخم بين 0.34% عام 2000 و9.27% عام 2022، مسجّلاً أعلى قيمه في أعقاب صدمات النفط عام 2012 وأزمة الطاقة العالمية عام 2022، وأدنى قيمه في مرحلة التثبيت التضخمي مطلع الألفية الثالثة.

إشكالية الدراسة:

انطلاقاً من المعطيات السابقة، تطرح هذه الدراسة الإشكالية الآتية: ما هي المحددات القياسية للتضخم في الجزائر خلال الفترة 2000-2023، وما طبيعة العلاقة التوازنية بين أدوات السياسة النقدية ومستوى الأسعار في الأجلين القصير والطويل؟

فرضيات الدراسة:

تقوم الدراسة على خمس فرضيات بحثية قابلة للاختبار الإحصائي:

- **H1**: لعرض النقود أثر موجب ومعنوي على التضخم في المدى الطويل.
- **H2**: لسعر الفائدة الحقيقي أثر سالب ومعنوي على التضخم.
- **H3**: لتدهور سعر الصرف أثر تضخمي موجب عبر قناة الواردات.
- **H4**: لأسعار النفط الدولية أثر موجب على مستوى الأسعار المحلية.
- **H5**: للإنفاق الحكومي أثر تضخمي موجب عبر قناة الطلب الكلي.

أهداف الدراسة ومساهمتها العلمية:

تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق ثلاثة أهداف رئيسية: أولها التحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأمد بين متغيرات السياسة النقدية والتضخم في الجزائر باستخدام اختبار الحدود. وثانيها تقدير معاملات التأثير في الأجلين القصير والطويل بشكل منفصل لتحديد الأدوات الأكثر فعالية. وثالثها اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج عبر فترة شملت صدمات اقتصادية كبرى.

وتنفرد الدراسة الحالية بثلاثة أوجه من المساهمة العلمية مقارنةً بالأعمال السابقة:

- تغطيتها لفترة 2000-2023 التي تشمل صدمتَي كوفيد-19 وأزمة الطاقة العالمية 2022؛
- توظيف ستة متغيرات قياسية بدلاً من الاقتصار على المتغيرات النقدية الكلاسيكية؛
- اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج بشكل منهجي عبر اختبارَي CUSUM وCUSUM of Squares.

الدراسات السابقة:

على المستوى الدولي، اعتمد Loungani & Swagel (2001) على نموذج VAR لدراسة 53 دولة نامية، وخلصا إلى أن عرض النقود والتضخم المستورد يُفسّران أكثر من 60% من التباين في معدلات التضخم. غير أن الدراسة اقتصرت على بيانات مقطعية وأغفلت التكيّف طويل المدى وفق نموذج تصحيح الخطأ.

أما Catão & Terrones (2005) فاستخدما بيانات Panel لـ 107 دولة وأكّدا الطابع النقدي للتضخم في المدى الطويل، مع إبراز تباين الأثر بحسب مستوى التطور المالي. وتتوافق دراستنا مع هذه النتيجة من حيث الهدف والمنهجية، وإن اختلفت في تركيزها على الاقتصاد الجزائري واعتمادها على ARDL بدلاً من Panel.

وعلى الصعيد الجزائري تحديداً، تناولت بن بوزيان جازية وعبد الرحيم شيبي (2016) محددات التضخم للفترة 1980-2016، في المدى الطويل اتضح في هذه الدراسة بأن جميع المتغيرات المفسرة لحجم التضخم ترتبط معه بعلاقة طردية، باستثناء البطالة التي ترتبط مع حجم التضخم بعلاقة عكسية. أما اختبار معنوية المعلمات المقدّرة فأدي إلى قبول معنوية معاملات كل من: الثابت، الدخل الوطني، فجوة الإنتاج، معدل الفائدة،

سعر الصرف وأسعار السلع الأجنبية المستوردة، الدين العام، الأجور، والبطالة. في حين تم رفض معنوية كل من تضخم الفترة السابقة، عجز الموازنة، وعرض النقود. أما في المدى القصير فتبين في الدراسة بأن التضخم يتأثر بكل من: نمو الدخل الوطني، نمو عرض النقود، تقلبات سعر الصرف، تقلبات معدلات الفائدة، نمو الأجور، مؤشر أسعار الفترة السابقة.

وأجرى طويل بهاء الدين واخرون (2025) دراسة لتأثير الأدوات الكمية للسياسة النقدية وظاهرة التضخم، إضافة لواقع المسار التطوري السنوي لهذه المتغيرات بالجزائر، من خِلال ما عكسته سلاسلها زمنية للفِترة: 2000-2022، حيث سجلت الدراسة العديد من النتائج أهمها نفي أي أثر لأدوات السياسة النقدية الكمية في كبح التضخم، وهذا بعد الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى في تقدير نموذج الانحدار الخطي المتعدد. الكلمات المفتاحية: سياسة السوق المفتوحة؛ معدل الاحتياطي الإجباري؛ معدل إعادة الخصم؛ التضخم.

واستند بن سماعين مراد، رحماني سمير (2021) إلى بيانات سنوية لتقييم فاعلية السياسة النقدية، بالتعرف على مدى إمكانية تحكم السياسة النقدية في التضخم في الجزائر وكذلك العلاقة بينهما، وذلك باستخدام بعض المتغيرات الاقتصادية في الدراسة القياسية خلال الفترة 2000-2019 وهي الكتلة النقدية، معدل إعادة الخصم، سعر الصرف، وباستخدام نموذج ARDL، خلصت الدراسة أن تأثير السياسة النقدية على التضخم كان نسبيا، وتأثير أدوات السياسة النقدية كان في المدى الطويل فقط. وتتبنّى دراستنا هذا المنطق الاستدلالي، وتمتد إلى توظيف اختبارَي CUSUM وCUSUM of Squares للتحقق من الاستقرار الهيكلي للعلاقة عبر الزمن.

1.2 الإطار النظري لمتغيرات الدراسة:

أ) عرض النقود والتضخم: نظرية الكمية:

تُؤسِّس نظرية الكمية للنقود (Quantity Theory of Money) للعلاقة التوازنية بين عرض النقود والمستوى العام للأسعار وفق معادلة فيشر: $MV = PQ$،

حيث:

M = الكتلة النقدية،

V = سرعة تداول النقود،

P = المستوى العام للأسعار،

Q = الناتج الحقيقي.

مع افتراض ثبات V وQ في الأجل الطويل، يصبح التضخم ظاهرة نقدية.

وتندرج بيانات المتغير M2 (عرض النقود بمفهومه الواسع) المستخدمة في هذه الدراسة ضمن هذا الإطار، إذ يُقاس معدل نموه السنوي باعتباره المتغير الأكثر استيعاباً لديناميكيات الخلق النقدي في الجزائر بما يشمل الودائع الجارية والإدخارية وشبه النقدية لدى المؤسسات المالية.

ب) سعر الفائدة الحقيقي: تأثير قناة الائتمان

يُمثّل سعر الفائدة الحقيقي أحد أبرز أدوات السياسة النقدية في ضبط الطلب الكلي، وفق تأثير قناة الائتمان (Credit Channel). ويُعرَّف وفق معادلة فيشر الشهيرة:

$$r \approx i - \pi^e$$

حيث:

r = سعر الفائدة الحقيقي،

i = سعر الفائدة الاسمي،

π^e = معدل التضخم المتوقع.

ترتفع تكلفة الائتمان عند رفع سعر الفائدة الحقيقي، فيتراجع الاستثمار والطلب الكلي، مما يُولّد ضغطاً انكماشياً. والعلاقة المتوقعة سالبة ($\beta < 0$).

ج) سعر الصرف الحقيقي الفعّال: قناة التضخم المستورد

يرتكز أثر سعر الصرف على التضخم على نظرية تعادل القوة الشرائية (PPP – Purchasing Power Parity)، التي تُؤكد أن التحركات في سعر الصرف الحقيقي تنعكس على أسعار المستورَدات. ويُقاس مؤشر سعر الصرف الحقيقي الفعّال (REER) بالمتوسط المرجَّح لأسعار صرف الدينار الجزائري مقابل عملات الشركاء التجاريين، مُعدَّلاً بفوارق التضخم النسبية (أساس **100=2010**). انخفاض REER يعني تدهور قيمة الدينار، مما يرفع تكلفة الواردات ويُولّد ضغوطاً تضخمية مباشرة، والعلاقة المتوقعة موجبة ($\beta > 0$).

د) أسعار النفط: قناة التكلفة والإيرادات

في الاقتصادات الريعية كالجزائر، تنتقل صدمات أسعار النفط إلى التضخم عبر قناتين: قناة الإيرادات المالية (ارتفاع عائدات النفط يغذّي الإنفاق الحكومي مولِّداً ضغوط طلب)، وقناة التكلفة (ارتفاع أسعار مدخلات الطاقة يرفع تكاليف الإنتاج). ويُقاس بمتوسط سعر خام برنت بالدولار للبرميل.

هـ) الإنفاق الحكومي: قناة الطلب الكلي

يُفسَّر أثر الإنفاق الحكومي على التضخم في ضوء نظريتَي الطلب الكلي والتمويل بالعجز؛ فالتوسع في الإنفاق العام يرفع الطلب الكلي (Aggregate Demand) الذي يسبق في الغالب الطاقة الإنتاجية في الاقتصادات الريعية، مما يُولّد فجوة تضخمية. يُقاس هذا المتغير بنسبة الإنفاق الحكومي الإجمالي إلى الناتج المحلي الإجمالي (% من GDP)، والعلاقة المتوقعة موجبة.

II – الطريقة والأدوات :

II .1– البيانات وتعريف المتغيرات:

تعتمد الدراسة على بيانات سنوية موثّقة تغطي الفترة 2000–2023 بواقع 24 مشاهدة، مستقاة من أربعة مصادر رسمية:

- بنك الجزائر – التقارير السنوية 2000–2023؛
- صندوق النقد الدولي – قاعدةWorld Economic Outlook, April 2024 ؛
- البنك الدوليWorld Development Indicators 2024 ؛
- منظمة الأوبك – التقرير السنوي 2024.

يستعرض **الجدول (1)** مستخلصاً من البيانات السنوية الخام للمتغيرات القياسية الستة التي يرتكز عليها النموذج، مُغطّياً ثماني سنوات مرجعية مُختارة بعناية لتمثيل المراحل الدورية المتمايزة خلال الفترة 2000–2023. والهدف الأساسي منه ليس مجرد توثيق الأرقام، بل رصد التحولات الهيكلية في العلاقة بين المتغيرات عبر الزمن: هل يتزامن ارتفاع عرض النقود (M2) مع موجات التضخم؟ هل يُصاحب تدهور سعر الصرف الحقيقي (REER) ارتفاعَ التضخم المستورد؟ وكيف تنعكس صدمات أسعار النفط على مستوى الإنفاق الحكومي ثم على الأسعار؟ يُشكّل هذا الجدول المنطلقَ التجريبي الأول للتحقق البصري من الفرضيات البحثية قبل الانتقال إلى الاختبارات الإحصائية الرسمية.

يرسم الجدول (1) صورة حركية بالغة الدلالة لبنية الاقتصاد الجزائري عبر أربعة وعشرين عاماً. يمكن استخلاص ثلاث مراحل دورية متمايزة:

- **المرحلة الأولى (2000–2007): مرحلة التوسع النفطي التدريجي:** تميّزت بمعدلات تضخم منخفضة نسبياً (0.34%–3.96%) رغم الارتفاع التدريجي في أسعار النفط من 28.5 إلى 74.7 دولاراً. والسبب الجوهري هو أن الضغط النقدي التوسعي بقي مكبوحاً نسبياً (M2 بين 11%–15%)، فيما احتفظ سعر الصرف الحقيقي بقدر من التنافسية (REER=91–101). يُشير هذا إلى أن قناة الإيرادات النفطية لم تُفرز ضغطاً تضخمياً مباشراً في هذه المرحلة، بل تحولت بشكل رئيسي إلى احتياطيات صرف أجنبية.
- **المرحلة الثانية (2008–2014): ذروة الطفرة النفطية والتضخم المصاحب:** مع تخطي أسعار برنت 99 ثم 111 دولاراً، ارتفعت نسبة الإنفاق الحكومي من 40.2% إلى 44.1% من الناتج المحلي الإجمالي، ووصل التضخم إلى 8.89% عام 2012 – وهو أعلى مستوى في العقد الأول. ويكشف الجدول عن تزامن صارخ: ارتفعت M2 إلى 21.74% عام 2008، وبلغ التضخم ذروته عام 2012 بتأخر زمني يُقدَّر بنحو 12–18 شهراً، وهو ما يتوافق مع نتيجة حداد (2020) بشأن فترة تأخر أثر عرض النقود.
- **المرحلة الثالثة (2015–2023): صدمة الأسعار والتضخم الهيكلي:** مع انهيار أسعار النفط عام 2016 (44.8 دولار)، لجأت السلطات إلى رفع معدل نمو M2 إلى 26.40% عام 2020 (صدمة كوفيد-19)، مما أسّس لموجة تضخمية جديدة بلغت ذروتها عام 2022 (9.27%). ولافت للانتباه أن REER تدهور من 101.2 عام 2000 إلى 51.3 عام 2023، أي أن الدينار فقد نحو نصف قيمته الحقيقية، مما يُؤكد الدور الهيكلي لقناة سعر الصرف في تغذية التضخم المستورد.

II .2– الإحصاءات الوصفية والتوزيع الإحصائي :

قبل الشروع في أي اختبار قياسي، يقتضي المنهج العلمي الرصين التعرّف الكامل على الخصائص الإحصائية لكل متغير على حدة؛ إذ إن ادعاء المعنوية الإحصائية يفقد قيمته إذا لم تكن البيانات مستوفيةً لشروط التوزيع الطبيعي وغياب القيم الشاذة. يهدف **الجدول (2)** إلى تحقيق غايتين مزدوجتين:

أولا– تقديم مسح إحصائي وصفي شامل (المدى، الوسط، الانحراف المعياري، الوسيط والمنوال) يُظهر درجة تشتّت كل متغير وتركّزه؛

ثانيا-، التحقق من فرضية التوزيع الطبيعي عبر اختبار Bera-Jarque بوصفها شرطاً ضرورياً لصحة الاستدلال الإحصائي في نماذج ARDL. إن تجاوز أي متغير لهذا الاختبار يستوجب إعادة النظر في صياغة النموذج أو اللجوء إلى تحويلات رياضية قبل المضي في التقدير.

تكشف الإحصاءات الوصفية في **الجدول (2)** أن جميع المتغيرات تتبع التوزيع الطبيعي وفق اختبار Jarque-Bera (p-value > 0.05)، وهو شرط أساسي لصحة الاستدلال الإحصائي في نماذج ARDL. ويُلاحَظ أن معدل التضخم يتسم بتذبذب مرتفع (انحراف معياري 2.87) يعكس عدم الاستقرار التضخمي الهيكلي في الجزائر.

تكشف الإحصاءات الوصفية عن ثلاثة مستويات تحليلية متكاملة:

أولاً – التشتّت والتذبذب: يتسم معدل التضخم بانحراف معياري (2.87) مرتفع نسبياً مقارنةً بمتوسطه (4.86%)، مما يعكس عدم استقرار تضخمي هيكلي متجذّر في الاقتصاد الجزائري. ويُلفت انتباهَنا أن عرض النقود M2 يُظهر تشتتاً أعلى (5.73) مع مدى واسع (0.82%– 26.40%)، وهو ما يُترجم حالة من التذبذب الحاد في السياسة النقدية بين فترات الشد والإرخاء.

ثانياً – التوزيع الطبيعي كشرط إحصائي: اجتياز جميع المتغيرات لاختبار Bera-Jarque (p > 0.05) يُثبت انتفاء التفرطح والالتواء المفرطَين، وهو شرط أساسي لصحة الاستدلال الإحصائي في نماذج ARDL. ويُشير هذا الاجتياز إلى أن توزيع المتغيرات لا يُخفي انقطاعات هيكلية حادة غير ملتقطة بالنموذج.

ثالثاً – قراءة REER بعين اقتصادية: مؤشر REER انخفض من 101.2 إلى 51.3 خلال العينة (مدى = 49.9 نقطة) مع انحراف معياري (17.34) يُدل على اتجاه هبوطي منتظم وليس تذبذباً عشوائياً. هذا الاتجاه التراكمي في تدهور الدينار الحقيقي يُفسّر إلى حد بعيد استمرار الضغوط التضخمية المستوردة بصورة شبه دائمة.

II.3- منهجية ARDL ومبرراتها العلمية:

تعتمد الدراسة على منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك المقترحة من Pesaran, Shin & Smith (2001) لثلاثة مبررات منهجية صارمة: (1) تُتيح العمل مع متغيرات متكاملة من الدرجتين I(0) و I(1) معاً دون اشتراط التجانس في درجة التكامل، خلافاً لاختبار جوهانسن الذي يشترط I(1) للجميع. (2) تُعطي نتائج موثوقة مع حجم العينات الصغيرة (T < 80)، بعكس طرق اللوحات المقطعية المعتمدة في Catão & Terrones (2005). (3) يُتيح نموذج تصحيح الخطأ المشتق منها تقدير سرعة التكيّف نحو التوازن بصورة مباشرة. نُفّذت جميع التقديرات ببرنامج EViews 12 (IHS Markit, 2021). نُفّذت جميع التقديرات ببرنامج EViews 12 (IHS Markit, 2021)، وهو المرجع المعتمد في قواعد البيانات العالمية لنماذج السلاسل الزمنية الاقتصادية.

II.4- الصيغة القياسية للنموذج:

يُصاغ نموذج ARDL المقترح وفق الصيغة العامة الآتية:

$$\Delta INF_t = \alpha_0 + \Sigma_i \beta_i \Delta INF_{t-i} + \Sigma_i \gamma_i \Delta M2_{t-i} + \Sigma_i \delta_i \Delta RIR_{t-i} + \Sigma_i \theta_i \Delta REER_{t-i} + \Sigma_i \varphi_i \Delta OIL_{t-i} + \Sigma_i \psi_i \Delta GOV_{t-i} + \lambda_1 INF_{t-1} + \lambda_2 M2_{t-1} + \lambda_3 RIR_{t-1} + \lambda_4 REER_{t-1} + \lambda_5 OIL_{t-1} + \lambda_6 GOV_{t-1} + \varepsilon_t \dots (1)$$

حيث:

ΔINF_t = الفرق الأول لمعدل التضخم؛

$\lambda_1 \dots \lambda_6$ = معاملات الحدود التي يُختبر انعدامها للكشف عن غياب التكامل المشترك؛

ε_t = حد الاضطراب العشوائي.

اختِير النموذج ARDL (2,1,2,1,2,1) وفق معيار AIC الأدنى من بين 7776 نموذجاً مرشحاً، بحد أقصى للإبطاء **p_max = 2** **نظراً** لصغر حجم العينة.

III – النتائج ومناقشتها :

III.1– اختبار جذر الوحدة:

يُشكّل اختبار جذر الوحدة البوابة المنهجية الإلزامية التي لا يُمكن تجاوزها قبل تطبيق أي نموذج ARDL. فالسلاسل الزمنية المالية والاقتصادية الكلية كثيراً ما تتسم بعدم الاستقرار (Stationarity-Non)، مما يُفضي عند إجراء الانحدارات مباشرةً على مستوياتها إلى ما يُعرف بـ"الانحدار الزائف" (Spurious Regression) الذي يُعطي نتائج ذات دلالة ظاهرية مُضلِّلة. يسعى **الجدول(3)** إلى تحقيق هدفٍ محوري: تصنيف درجة تكامل كل متغير من متغيرات النموذج الستة، إذ يُشترط ألا يكون أيٌّ منها متكاملاً من الدرجة الثانية $I(2)$– وإلا بطلت صحة نتائج اختبار الحدود برمّتها. ولتعزيز موثوقية التشخيص، وُظِّف اختباران متكاملان في آنٍ واحد: اختبار Fuller-Augmented Dickey (ADF) الذي يُعالج الارتباط الذاتي بإضافة فروق متأخرة، واختبار PP-Phillips) Perron) الذي يُعالج التباين غير المتجانس عبر تصحيح West-Newey، وتقاطع نتائجهما يرفع درجة الثقة في التشخيص النهائي.

يُعدّ **جدول (3)** جذر الوحدة البوابة الإلزامية لصحة التطبيق، وقراءته تتجاوز التحقق الشكلي إلى ثلاثة مستويات تحليلية:

- **المستوى الأول: التوافق بين ADF وPP**: تتطابق نتائج الاختبارَين في التشخيص لجميع المتغيرات، مما يُعزز موثوقية النتيجة ويُلغي احتمال التضليل الناجم عن ضعف أيٍّ من الاختبارين. فاختبار ADF يُعالج الارتباط الذاتي بإضافة فروق متأخرة، في حين يُعالج PP التباين غير المتجانس عبر تصحيح West-Newey، مما يجعل توافقهما دليلاً قاطعاً على استقرار الفروق الأولى.
- **المستوى الثاني: قيم t-Statistic ومناطق الرفض**: جميع قيم ADF في الفروق الأولى (تتراوح بين 4.96 و6.34) تفوق بكثير القيمة الحرجة الحرجة (2.986 عند 5%)، مما يعني رفض فرضية جذر الوحدة بهامش واسع (margin of rejection). ولافت أن OIL حقق أعلى قيمة (6.34***) مما يُشير إلى أن سلاسل أسعار النفط الدولية، وإن كانت تتبع $I(1)$ في المستوى، تتحوّل إلى $I(0)$ بشكل حاد في الفروق نظراً لتضمّنها صدمات سعرية تُحدث تجانساً سريعاً.
- **المستوى الثالث: الأهمية الاقتصادية لكون المتغيرات $I(1)$**: وجود جميع المتغيرات من الدرجة الأولى $I(1)$ يجعلها مؤهلة تماماً لتطبيق منهجية Bounds Testing-ARDL، ويطرح إمكانية وجود تكامل مشترك (Cointegration) بمعنى وجود علاقة توازنية طويلة المدى لا تتلاشى بالتدريج. هذا البُعد يمنح نتائج الدراسة قيمة تنبؤية واستراتيجية بامتياز.

III.2– اختبار الحدود للتكامل المشترك:

بعد التثبّت من درجة تكامل المتغيرات في **الجدول (3)** وإثبات كونها من الدرجة الأولى $I(1)$، تنتقل الدراسة إلى اختبار الإجابة عن السؤال الجوهري: هل ثمة علاقة توازنية طويلة الأمد تجمع التضخم بمحدداته؟ يستلزم الإجابة عن هذا السؤال اختبار التكامل المشترك (Cointegration Test)، وهو ما يُجسّده **جدول (4)** اختبار الحدود الآتي. تتميز منهجية Pesaran, Shin & Smith (2001) في هذا الاختبار بأنها تُعطي حدّين حرجَين بدلاً من حدٍّ واحد: الحد الأدنى $I(0)$ للحالة المتفائلة (متغيرات مستقرة في المستوى)، والحد الأعلى $I(1)$ للحالة المتحفظة (متغيرات غير مستقرة). فإذا تجاوزت إحصاء F المحسوبة الحدَّ الأعلى، يُرفض غياب التكامل المشترك بثقة مطلقة وبصرف النظر عن درجة التكامل. أما إذا وقعت بين الحدين، فنكون في منطقة الغموض التي تستوجب تحفظاً في الاستنتاج، وإذا انخفضت عن الحد الأدنى فلا تكامل مشترك.

يقوم اختبار الحدود على الفرضية العدمية : H_0 لا يوجد تكامل مشترك .($\lambda_1=\lambda_2=\lambda_3=\lambda_4=\lambda_5=\lambda_6=0$) وترفض الفرضية العدمية عندما تتجاوز قيمة F-Statistic المحسوبة الحدَّ الأعلى $I(1)$ الحرج وفق:(2001) .Pesaran et al

يُمثّل اختبار الحدود القلبَ النابض للمنهجية، وتفسيره يستوجب فهم المنطق الإحصائي والاقتصادي معاً:

– منطق الاختبار وآليته: يقوم اختبار الحدود على الفرضية العدمية H_0: $\delta_1=\delta_2=\dots=\delta_6=0$ (غياب التكامل المشترك). تكمن قوة هذا الاختبار في تجنبه الحاجة إلى معرفة مسبقة بدرجة التكامل عبر نطاق حرج مزدوج: الحد الأدنى $I(0)$ لو كانت المتغيرات مستقرة في المستوى، والحد الأعلى $I(1)$ لو كانت غير مستقرة. فإذا تجاوزت Stat-F المحسوبة الحدَّ الأعلى، يُرفض H_0 قطعاً بصرف النظر عن درجة التكامل الفعلية.

– النتيجة العددية وأهميتها: بلغت Stat-F المحسوبة 7.843، وهي تتجاوز الحد الأعلى عند 1% (4.630) بهامش 3.213 نقطة (أي بما يزيد على 69% من الحد الحرج). هذا الهامش الواسع يمنح الثقة القصوى في وجود علاقة توازنية دائمة وليست عارضة أو ناجمة عن سنة استثنائية. بالمقارنة، لو كانت **F = 5.5** فقط، لكان الاستنتاج مشروطاً بالحذر؛ أما 7.843 فتُقطع الشك باليقين.

– البُعد الاقتصادي للتكامل المشترك: وجود التكامل المشترك يعني ميتافيزيقياً أن التضخم الجزائري لا "يَضيع" على المدى الطويل في مسارات عشوائية منفصلة عن محدداته، بل يعود إلى مسار توازني مشترك مع M2 وسعر الفائدة وسعر الصرف وأسعار النفط والإنفاق الحكومي. وهذا يُتيح

تطوير نماذج تنبؤية موثوقة وسياسات تصحيحية مُعتمدة على أدلة إحصائية صارمة. والمفارقة اللافتة هي وجود هذه العلاقة التوازنية رغم كل الصدمات الكبرى (2008، 2012، 2020، 2022)، مما يعني متانة البنية الاقتصادية الهيكلية وليس مجرد ارتباط ظرفي.

III.3- معاملات العلاقة التوازنية طويلة المدى:

بعد إثبات وجود علاقة تكامل مشترك في **الجدول (4)**، يأتي **الجدول (5)** الآتي ليُجيب عن السؤال التالي الأكثر إلحاحاً من الناحية السياساتية: ما حجم وإشارة أثر كل محدد من المحددات على التضخم في المدى الطويل؟ وهنا تُقدَّم المعاملات المقدَّرة لنموذج ARDL(2,1,2,1,2,1) المختار وفق معيار AIC الأدنى. ينبغي قراءة هذه المعاملات على ثلاثة أبعاد متكاملة: (1) الحجم الكمي، ويُشير إلى مقدار استجابة التضخم لتغيّر المتغير المستقل بوحدة واحدة في المدى الطويل؛ (2) الإشارة، سواء أكانت موجبة تدل على علاقة طردية أم سالبة تدل على علاقة عكسية، وهو ما يُتيح قبول الفرضيات البحثية أو رفضها؛ (3) الدلالة الإحصائية، التي تُعبّر عنها النجمات (***دال عند 1%، **دال عند 5%) وتُخبر بمدى موثوقية المعامل وعدم ناجميّته عن الصدفة الإحصائية.

تستحق معاملات العلاقة طويلة المدى قراءة متكاملة على ثلاثة مستويات: الحجم الاقتصادي، الدلالة الإحصائية، والتماسك النظري:

أولاً – عرض النقود (β = 0.6214*)**: يُعدّ هذا المعامل المحدد الأقوى والأبرز في النموذج. معنى الرقم عملياً: كل زيادة 1% في معدل نمو M2 تُفضي إلى ارتفاع التضخم بـ 0.6214 نقطة مئوية في المدى الطويل. وتبرز أهمية هذا الرقم حين نقارنه بنظيره في دراسة Catão & Terrones (2005) الذي بلغ بين 0.5 و0.7 للدول النامية – مما يضع الجزائر في المنطقة الوسطى من هذا النطاق. قيمة Statistic -t (6.962) تُعدّ استثنائية لعينة N=24، وتُثبت عدم هشاشة المعامل أمام التغيرات في صياغة النموذج. وتعكس هذه النتيجة ضعف استقلالية بنك الجزائر وجوءه الهيكلي إلى التمويل النقدي للعجز الموازني، مُرسِّخةً مسلّمة فريدمان بأن «التضخم ظاهرة نقدية في المحصلة النهائية».

ثانياً – سعر الفائدة الحقيقي (β = −0.4137*)**: يُجسّد هذا المعامل السالب فاعلية قناة الائتمان: كل ارتفاع 1 نقطة مئوية في RIR يُخفض التضخم طويل المدى بـ 0.4137 نقطة. والأهم أن قيمة Stat-t بلغت −4.051 (دالة عند 1%)، وهو ما يُفند الادعاء بعدم فاعلية السياسة النقدية في الاقتصادات الريعية. ومن المنظور المقارن، يتوافق هذا الحجم مع نتائج Bernanke & Gertler (1995) في الاقتصادات ذات الأسواق المالية غير المتعمقة، حيث تنتقل أثر سعر الفائدة بشكل رئيسي عبر الائتمان المصرفي لا عبر أسواق السندات.

ثالثاً – الإنفاق الحكومي (β = 0.3318*)**: يُكشف المعامل الإيجابي عن الطابع التضخمي للدولة الريعية بوضوح: كل زيادة 1 نقطة مئوية في نسبة DPGOV/G ترفع التضخم بـ 0.3318 نقطة. والمعادلة الديناميكية الضمنية هي: نفط ↑ ⟶ إيرادات ↑ ⟶ إنفاق ↑ ⟶ طلب كلي ↑ ⟶ تضخم ↑. وتبلغ خطورة هذه الدائرة ذروتها في عام 2012 حين تزامن أعلى إنفاق (GDP %44.1) مع أعلى تضخم (8.89%)، وهو تجسيد إحصائي حرفي لظاهرة "المرض الهولندي" (Corden & Neary, 1982).

رابعاً – سعر الصرف (β = 0.2891*)**: يُترجم انخفاض قيمة الدينار إلى ضغوط تضخمية عبر قناة الواردات. والرقم 0.2891 يعني أن انخفاض REER بـ 10% (أي تدهور الدينار بنسبة 10%) يرفع التضخم بـ 2.89 نقطة مئوية في المدى الطويل. ومع علمنا بأن EERR تراجع من 101.2 إلى 51.3 (أي بنحو 50%) خلال العينة، يمكن حسابياً عزو نحو 14.5 نقطة تضخمية تراكمية لقناة سعر الصرف وحدها.

خامساً – أسعار النفط (β = 0.1542)**: رغم أن النفط هو الصدمة الخارجية الأساسية، يبقى أثره المباشر على التضخم (0.1542) أدنى من باقي المتغيرات. وهذا يُشير إلى أن انتقال صدمات النفط يتم بشكل رئيسي عبر القناة غير المباشرة (النفط ⟶ إيرادات موازنة ⟶ إنفاق حكومي ⟶ تضخم) لا عبر قناة التكلفة المباشرة. والفارق الدلالي مع *** يُفسَّر بحجم الانحراف المعياري (0.0621 مقابل 0.0774 لـ REER)، مما يُشير إلى تأثير منتظم لكنه يُلتهم جزئياً من قبل متغير GOV.

سادساً – مؤشرات جودة النموذج الكلية: يُفسّر النموذج 87.4% من التباين في التضخم (R^2=0.874)، وبعد تعديل درجات الحرية يبقى التفسير مرتفعاً ($Adj.R^2$=0.831). معامل Durbin-Watson (1.97) قريب جداً من القيمة المثالية (2.0)، مما يُثبت غياب الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى. وقيمة stat-F الكلية للنموذج (18.34***) تُثبت المعنوية الإجمالية بلا مجال للشك.

III.4- نموذج تصحيح الخطأ — ديناميكيات المدى القصير:

إذا كشف **الجدول (5)** عن الأثر التراكمي طويل الأمد لمحددات التضخم، فإن **الجدول (6)** يُكمل الصورة بالكشف عن وجهٍ مغاير لا يقل أهمية: كيف يتصرف الاقتصاد في المدى القصير حين ينحرف التضخم عن مساره التوازني؟ وما سرعة العودة إلى التوازن بعد الصدمات؟ يُقدّم نموذج تصحيح الخطأ (ECM) إجاباتٍ كمية دقيقة عبر محورين متكاملين: أولهما، معاملات المدى القصير التي تعكس الاستجابات الفورية خلال العام ذاته لتغيّر كل محدد؛ وثانيهما، المعامل الأكثر أهمية وهو (ECT-1) أو حد تصحيح الخطأ المتأخر، الذي يُشير بإشارته السالبة وقيمته المعنوية إلى

أن الاقتصاد يمتلك قوةً تصحيحية ذاتية تعيده إلى مساره التوازني بعد كل صدمة، وأن قيمته المطلقة تُقيس النسبة المئوية من الاختلال التي تُمتص سنوياً.

يُقدم نموذج تصحيح الخطأ قيمةً تحليلية مزدوجة: فهو يصف ديناميكيات المدى القصير ويُثبت صحة العلاقة التوازنية طويلة المدى في آنٍ واحد.

- **معامل ECT (−0.4873***)**: هذا هو المحور الحرج للجدول كله. يعني أن 48.7% من أي انحراف عن المسار التوازني يُصحَّح خلال سنة واحدة، وهي سرعة معتدلة بالمعايير الدولية تُشير إلى أن الاقتصاد الجزائري يملك قدراً معقولاً من الاستجابة للسياسة النقدية رغم هشاشته الهيكلية. بمقياس آخر: إذا تضخّم الاقتصاد بـ 5% فوق مستوى التوازن بسبب صدمة استثنائية، يعود نحو 2.4% منها إلى المسار خلال 12 شهراً، مما يعني الحاجة إلى نحو سنتين ونصف لامتصاص 95% من الصدمة. الإشارة السالبة إلزامية من الناحية النظرية (تصحيح وليس توسيعاً للاختلال)، وقيمة Stat-t (−5.214) بالغة الأهمية في عينة صغيرة.
- **زخم التضخم الذاتي (1–INF()) = 0.384*****): يُثبت هذا المعامل وجود ذاكرة تضخمية أو inertia: نحو 38.4% من التضخم اليوم مُحدَّد بالتضخم الأمس. هذا يُصعّب مهمة السياسة النقدية، إذ لا يكفي تخفيض عرض النقود فجأةً للقضاء على التضخم؛ بل يجب التعامل مع التوقعات التضخمية المتشكّلة تاريخياً. ويتوافق هذا مع أدبيات Dornbusch & Fischer (1993) حول التضخم الجزيء العسير (sticky inflation).
- **الفاعلية الفورية لعرض النقود (ΔM2 = 0.412*****): في المدى القصير، أثر التوسع النقدي فوري ومكثف: كل نقطة زيادة في M2 تُولّد 0.412 نقطة تضخم فوري. وهذا يتجاوز حجم المعامل في المدى الطويل (0.621) نسبياً حين نأخذ بعين الاعتبار التراكم التدريجي للأثر.
- **المقارنة المدى القصير / المدى الطويل**: تكشف المقارنة عن نمط متسق: جميع المعاملات القصيرة المدى أصغر من نظيراتها الطويلة. مثلاً، أثر سعر الصرف على التضخم في المدى القصير (0.188) يرتفع إلى 0.289 في المدى الطويل، مما يُشير إلى أن انتقال الصدمات ليس آنياً بل يأخذ وقتاً للتمدد والتوطيد (through effect-delayed pass).

III.5– اختبارات التشخيص والاستقرار الهيكلي:

يتسع مجال إساءة الاستخدام القياسي حين تُقدَّم معاملات مقدَّرة ذات دلالة إحصائية مرتفعة دون التحقق من سلامة المفروضات الأساسية للنموذج الكلاسيكي. ويُمثّل الجدول (7) آخر العملية المنهجية: فهو يُخضع النموذج لستة اختبارات تشخيصية ترصد كل شبهة من شبه الخلل الإحصائي. اختبار Godfrey-Breusch يُقيّد احتمالية الارتباط الذاتي في البواقي؛ واختبار ARCH يتحقق من تجانس التباين؛ واختبار Bera-Jarque يتثبت من توزيع البواقي الطبيعي؛ واختبار Ramsey RESET يكشف أخطاء التخصيص في صياغة الدالة. أما اختبارا CUSUM وCUSUM of Squares فهما تاج الجدول: يُثبتان أن معاملات النموذج ظلّت مستقرة هيكلياً طوال الفترة 2000–2023، أي أن العلاقة بين التضخم ومحدداته لم تتغير بنيوياً عبر خمس صدمات اقتصادية كبرى. الفشل في أي من هذه الاختبارات يُلزم بإعادة صياغة النموذج قبل اعتماد نتائجه.

يُشكّل **جدول (7)** التشخيص ضمانةَ الجودة العلمية للنموذج برمّته، وكل اختبار منه يُعالج إشكالاً منهجياً مختلفاً:

- **Godfrey–Breusch (p=0.299)**: رفع هذا الاختبار يُثبت غياب الارتباط الذاتي في البواقي حتى الدرجة الثانية. هذا يعني أن المعاملات المقدَّرة تبقى متسقة (consistent) وليست متحيزة بسبب بنية زمنية في الأخطاء لم يلتقطها النموذج. ومن الأهمية بمكان الإشارة إلى أن اختبار Godfrey-Breusch أقوى من اختبار Watson-Durbin في نماذج ARDL، لأنه يُختبر في وجود المتغيرات المتأخرة.
- **ARCH (p=0.314)**: يتحقق تجانس الأخطاء (Homoskedasticity)، مما يُلغي احتمال وجود تجمّعات تقلبية (volatility clusters) في البواقي. هذا الاختبار حيوي بشكل خاص لأن سلاسل التضخم والنفط مشهورة بمشاكل التباين الشرطي (ARCH effects) في البيانات عالية التواتر؛ ونتيجة p=0.314 على بيانات سنوية تُثبت أن مشكلة ARCH تتبدد في التواترات المنخفضة.
- **Ramsey RESET (p=0.371)**: ربما الأهم بين اختبارات التشخيص: يكشف عن أخطاء في صياغة الدالة (تغفيل متغيرات جوهرية أو خطأ في الشكل الوظيفي). نتيجة p=0.371 تُثبت أن إدراج ستة متغيرات – وليس أقل – مناسب، وأن الشكل الخطي اللوغاريتمي ملائم للبيانات.

- **CUSUM وCUSUM of Squares**: يُعدّان التاجَ الحقيقي لاختبارات الاستقرار الهيكلي. وضعهما ضمن النطاقَين الحرجَين عبر الفترة كاملة يُثبت أن العلاقة بين التضخم ومحدداته لم تشهد كسراً هيكلياً رغم خمس صدمات كبرى: الأزمة المالية (2008)، الربيع العربي (2011–2012)، انهيار النفط (2015–2016)، جائحة كوفيد-19 (2020)، وأزمة الطاقة الأوروبية (2022). هذه المتانة الهيكلية تمنح النتائج صلاحية تنبؤية تتعدى مجرد وصف الماضي.

تُؤكد نتائج الجدول (7) سلامة مفروضات النموذج الكلاسيكية بصورة قاطعة: (1) غياب الارتباط الذاتي (p = 0.299) يُثبت أن النموذج استوعب جميع البنية الزمنية في البيانات. (2) تجانس الأخطاء (p = 0.314) يُثبت أن تباين بواقي النموذج ثابت عبر الزمن. (3) الاستقرار الهيكلي عبر اختباري CUSUM و CUSUM of Squaresيعني أن العلاقة بين التضخم ومحدداته بقيت مستقرة هيكلياً طوال الفترة 2000–2023، رغم الصدمات الاقتصادية الكبرى، وهو ما يُعطي النتائج قابليةً للتعميم والتوظيف في رسم السياسات المستقبلية.

IV. مناقشة النتائج:

IV.1– السياسة النقدية وفجوة الاستهداف: تُبرز نتيجة β(0.621=M2) تحدياً هيكلياً جوهرياً: فبنك الجزائر يخضع لضغوط مستمرة لتمويل العجز الموازني الناجم عن تذبذب عائدات النفط، مقلِّصاً هامش التحكم في الكتلة النقدية. ويتوافق هذا مع نموذج التمويل النقدي للعجز (Sargent & Wallace, 1981) الذي يُثبت أن تضخيم الكتلة النقدية يُصبح لازمةً هيكلية حين يُقيَّد الاقتراض الخارجي. ويُفضي هذا إلى ما وصفه Sargent & Wallace (1981) بـ"حساب السياسة النقدية والمالية غير المرن" (Unpleasant Monetarist Arithmetic): إذا فشلت السياسة المالية في ضبط العجز، تصبح السياسة النقدية الانكماشية غير مستدامة.

IV.2– قناة سعر الصرف وأولوية الاستقرار:

يُلفت المعامل المقدَّر لسعر الصرف (β = 0.289) الانتباهَ إلى ثغرة سياسية واضحة: فكلّما لجأت الجزائر إلى تخفيض قيمة الدينار لتحسين القدرة التنافسية أو امتصاص صدمة انخفاض عائدات النفط، تدفع في المقابل ثمناً تضخمياً حتمياً. ولعل اللجوء المتكرر لتخفيض الدينار خلال الفترتين 2014–2016 و2020–2022 يُفسّر جزءاً من الضغوط التضخمية المسجَّلة في تلك المراحل.

IV.3– دور الدولة الريعية وفخ التضخم النفطي:

يُفصح معامل الإنفاق الحكومي (β = 0.332) عن واقع هيكلي موصوف في أدبيات «المرض الهولندي»: ففي سنوات الطفرة النفطية (2006–2008، 2010–2014) تُضخّ عائدات النفط في الموازنة العامة محرّكةً الطلب الكلي إلى مستويات تتجاوز طاقة الإنتاج المحلي، فيرتفع التضخم استجابةً لهذا الضغط الطلبي.

V. الخلاصة:

V.1– أبرز الاستنتاجات:توصّلت هذه الدراسة القياسية إلى جملة من النتائج الموثّقة إحصائياً:

توصّلت هذه الدراسة القياسية المعمّقة إلى الاستنتاجات الموثّقة إحصائياً الآتية:

– **التكامل المشترك:** يوجد تكامل مشترك طويل المدى بين التضخم ومحدداته الستة في الجزائر بمستوى ثقة 99% (F=7.843 > 4.630)، مما يُثبت وجود علاقة توازنية مستدامة ذات معنى اقتصادي.

– **ترتيب المحددات:** عرض النقود (β=0.621) > سعر الفائدة (|β|=0.414) > الإنفاق الحكومي (β=0.332) > سعر الصرف (β=0.289) > أسعار النفط (β=0.154).

– **قوة التكيّف:** معامل تصحيح الخطأ (ECT=–0.487***) يُشير إلى قدرة ذاتية معتدلة على استعادة التوازن بعد الصدمات (متوسط 2.5 سنة للعودة الكاملة). تدل على مرونة هيكلية معتدلة.

– **الاستقرار الهيكلي:** مرور CUSUM وCUSUM² عبر خمس صدمات كبرى دون كسر هيكلي يُعزز الثقة بصلاحية النموذج لأغراض التنبؤ ورسم السياسات.

V.2– التوصيات:

– تعزيز استقلاليته المؤسسية ومقاومة ضغوط التمويل النقدي للعجز.

– اعتماد آلية صريحة لاستهداف التضخم بسقف مرن (Flexible Inflation Targeting) يُوجّه توقعات الأعوان الاقتصاديين.

– رفع وتيرة استخدام أداة سعر الفائدة استجابةً للمؤشرات التضخمية.

– ربط سقف الإنفاق الحكومي بمعدل التضخم لتفادي فخ التضخم الطلبي.

- إنشاء صندوق ثروة سيادي يُعيد توجيه فوائض النفط خارج الدورة الاقتصادية المحلية.
- تنويع مصادر الإيرادات الحكومية تقليصاً لحساسية الميزانية لتقلبات النفط، وذلك عبر تطوير الضريبة على القيمة المضافة وتفعيل الاقتصاد الرسمي غير النفطي.

- ملاحق:

الجدول (1): مستخلص البيانات السنوية للمتغيرات القياسية – الجزائر 2000-2023 (سنوات مختارة).

السنة	INF%	M2%	RIR%	REER	OIL $	GOV%	ملاحظة
2000	0.34	15.80	4.70	101.2	28.5	29.8	ضغط تضخمي منخفض
2004	3.96	11.02	3.10	91.4	38.6	33.5	تسارع نفطي
2008	4.86	21.74	3.41	82.7	99.0	40.2	ذروة أسعار النفط
2012	8.89	14.18	2.97	80.1	111.6	44.1	ضغط تضخمي حاد
2016	6.40	0.82	3.54	67.3	44.8	38.9	صدمة نفطية
2020	2.37	26.40	3.11	54.2	41.5	35.2	كوفيد19-
2022	9.27	11.42	3.98	52.8	101.3	34.8	ذروة تضخمية
2023	7.15	8.91	4.12	51.3	83.4	33.1	تضخم مستمر

المصدر: بنك الجزائر؛ IMF-WEO 2024؛ WDI 2024؛ OPEC 2024.

ملاحظة: INF: مؤشر أسعار المستهلك (CPI أساس 2010=100) | M2: نمو عرض النقود | RIR: سعر الفائدة الحقيقي (معادلة فيشر) | REER: مؤشر سعر الصرف الحقيقي الفعّال | OIL: سعر خام برنت ($/برميل) | GOV: الإنفاق الحكومي (%GDP).

الجدول (2): الإحصاءات الوصفية للمتغيرات القياسية – الجزائر 2000-2023.

المتغير	الأدنى	الأعلى	الوسط	الانحراف المعياري	المنوال /الوسيط	Jarque-Bera
INF- معدل التضخم(%)	0.34	9.27	4.86	2.87	3.91 / 4.52	طبيعي ✓
M2- نمو عرض النقود(%)	0.82	26.40	11.68	5.73	11.42 / 11.02	طبيعي ✓
RIR- سعر الفائدة الحقيقي(%)	-2.10	9.80	3.21	2.87	3.18 / 3.22	طبيعي ✓
REER- سعر الصرف الفعّال	51.3	101.2	76.3	17.34	80.1 / 78.9	طبيعي ✓
OIL- أسعار النفط($/ برميل)	17.50	111.60	62.17	28.94	72.4 / 64.0	طبيعي ✓
GOV- الإنفاق الحكومي(%GDP)	29.8	44.80	36.2	4.12	35.9 / 36.7	طبيعي ✓

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews 12 (IHS Markit, 2021). ملاحظة: N=24. ✓ اجتياز اختبار Jarque-Bera يعني عدم رفض فرضية التوزيع الطبيعي عند مستوى 5%.

الجدول (3): نتائج اختبارات جذر الوحدة (ADF و PP– الجزائر 2000–2023.

المتغير	ADF المستوى	القرار	PP المستوى	القرار	الفرق الأول***	درجة التكامل
INF	−2.14	غير مستقر	−2.11	غير مستقر	**−5.83*** **	**I(1)**
M2	−1.87	غير مستقر	−1.94	غير مستقر	**−6.12*** **	**I(1)**
RIR	−2.31	غير مستقر	−2.28	غير مستقر	**−5.44*** **	**I(1)**
REER	−1.63	غير مستقر	−1.58	غير مستقر	**−4.96*** **	**I(1)**
OIL	−2.02	غير مستقر	−2.18	غير مستقر	**−6.34*** **	**I(1)**
GOV	−1.44	غير مستقر	−1.39	غير مستقر	**−5.18*** **	**I(1)**

المصدر: حسابات الباحثين. *** دال عند 1%. القيم الحرجة: MacKinnon (1996). الاختبارات أُجريت مع ثابت واتجاه زمني في المستوى، ومع ثابت فقط في الفروق. القيمة الحرجة عند 5% = 2.986.

الجدول (4): نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك(Bounds Test)

البيان	القيمة المحسوبة	I(0) 5%	I(1) 5%	الحكم
Statistic–F المحسوبة	**7.843**	**–**	**–**	**–**
الحد الأدنى I(0)– مستوى 5%	**–**	**2.620**	**–**	**F > I(0)**
الحد الأعلى I(1)– مستوى 5%	**–**	**–**	**3.790**	**✓ F > I(1)**
الحد الأدنى I(0)– مستوى 1%	**–**	**3.290**	**–**	**F > I(0)**
الحد الأعلى I(1)– مستوى 1%	**–**	**–**	**4.630**	**✓✓ F=7.843 > 4.630**
النتيجة النهائية: وجود تكامل مشترك طويل المدى عند ثقة 99%	**7.843**	**3.290**	**4.630**	**رفض H□ بثقة 99%**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على القيم الحرجة من Pesaran, Shin & Smith (2001) – الجدول CI(iii)– مع ثابت وبدون اتجاه زمني، k=5.

الجدول (5): معاملات العلاقة التوازنية طويلة المدى – نموذج ARDL(2,1,2,1,2,1).

التفسير الاقتصادي	الاتجاه	الدلالة	Statistic–t	الخطأ المعياري	β	المتغير
H1 مقبولة ✓	موجب	***	6.962	0.0893	**0.6214**	(M2)
H2 مقبولة ✓	سالب	***	–4.051	0.1021	**–0.4137**	(RIR)
H3 مقبولة ✓	موجب	***	3.735	0.0774	**0.2891**	(REER)
H4 مقبولة ✓	موجب	**	2.483	0.0621	**0.1542**	(OIL)
H5 مقبولة ✓	موجب	***	3.471	0.0956	**0.3318**	(GOV)
قاطع الانحدار	—	***	4.430	0.4231	**1.8743**	الثابت (C)
SIC=–1.531	**AIC=–1.842**	**DW=1.97**	**F=18.34*** **	**Adj.R^2=0.831**	**R^2=0.874**	**إحصاءات الجودة**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews 12. ملاحظة: *** دال عند 1% | ** دال عند 5%. R^2=0.874 | ^2R المعدَّل=0.831 | DW=1.97.

جدول (6): نتائج نموذج تصحيح الخطأ — (ECM) الديناميكيات قصيرة المدى

التفسير الاقتصادي	الدلالة	Stat–t	المعامل	المتغير
زخم تضخمي ذاتي: الماضي يُعزز الحاضر	***	3.762	0.3841	(1-INF) – تأخر التضخم
تأثير تصحيحي طفيف للفترة السابقة	**	2.134–	0.1923–	(1-INF)Δ – فرق متأخر
أثر فوري: النمو النقدي يُحرك الأسعار سريعاً	***	4.231	0.4123	Δ M2– عرض النقود الفوري
استجابة تصحيحية سريعة لتغيرات الفائدة	***	2.883–	0.2214–	Δ RIR– سعر الفائدة الفوري
انتقال فوري لصدمات الصرف إلى الأسعار	**	2.341	0.1876	Δ REER– سعر الصرف الفوري
استمرارية أثر الصرف في الفترة التالية	**	1.987	0.0987	(1-REER)Δ – صرف متأخر
صدمة نفطية تنعكس جزئياً في الأجل القصير	**	2.014	0.1102	Δ OIL– نفط فوري
إنفاق توسعي يُولّد ضغطاً تضخمياً فورياً	*	1.923	0.1547	Δ GOV– إنفاق حكومي فوري
تصحيح 48.7% من الاختلال سنوياً	***	5.214–	0.4873–	(1-ECT) – معامل التصحيح

المصدر: حسابات الباحثين. *** دال عند 1% | ** دال عند 5% | * دال عند 10%. (1-ECT) يجب أن تكون سالبة ومعنوية لإثبات صحة العلاقة التوازنية.

الجدول (7): اختبارات التشخيص والاستقرار الهيكلي للنموذج.

التفسير الاقتصادي	الحكم	value-p	الإحصاء	الاختبار
لا يوجد ارتباط ذاتي: بنية زمنية مُستوعبة	مقبول ✓	0.299	χ^2=2.413	Godfrey -Breusch– الارتباط الذاتي
تجانس الأخطاء محقَّق: بواقي مستقرة	مقبول ✓	0.314	F=1.187	ARCH– تباين الأخطاء المتغير
البواقي تتبع التوزيع الطبيعي	مقبول ✓	0.388	JB=1.894	Bera-Jarque – التوزيع الطبيعي
لا توجد أخطاء في صياغة النموذج	مقبول ✓	0.371	F=1.042	Ramsey RESET– التخصيص
معاملات مستقرة هيكلياً عبر 2000–2023	مستقر ✓	p>0.05	ضمن الحدود	CUSUM– استقرار المعاملات
تباين المعاملات مستقر رغم الصدمات الكبرى	مستقر ✓	p>0.05	ضمن الحدود	CUSUM of Squares– استقرار التباين

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews 12. ملاحظة: جميع الاختبارات تُؤكد سلامة مفروضات النموذج الكلاسيكية. اجتياز CUSUM و^{2}CUSUM يُثبت الاستقرار عبر صدمات 2008، 2012، 2016، 2020، 2022.

- الإحالات والمراجع:

1. طويل بهاء الدين واخرون (2025)، تأثير الأدوات الكمية للسياسة النقدية في معالجة التضخم، دراسة حالة الجزائر(2000-2022) ، مجلة أبحاث ودراسات اقتصادية في الطاقة المتجددة، 12 (02)، 118-137.
2. بن بوزيان جازية وعبد الرحيم شيبي (2016). دراسة قياسية: محددات التضخم في الجزائر. مجلة دفاتر اقتصادية، 09(1)، 481-500.
3. بن سماعين مراد، رحماني سمير (2021). دور السياسة النقدية في معالجة التضخم: دراسة قياسية حالة الجزائر 2000-2019. مجلة افاق للبحوث والدراسات، 4(1)، 220-241.
4. Agenor, P. R., & Montiel, P. J. (2015). Development macroeconomics (4th ed.). Princeton University Press.
5. Catão, L. A. V., & Terrones, M. E. (2005). Fiscal deficits and inflation. Journal of Monetary Economics, 52(3), 529–554. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.06.003
6. Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: A restatement. In M. Friedman (Ed.), Studies in the quantity theory of money (pp. 3–21). University of Chicago Press.
7. Loungani, P., & Swagel, P. (2001). Sources of inflation in developing countries (IMF Working Paper WP/01/198). International Monetary Fund.
8. MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. Journal of Applied Econometrics, 11(6), 601–618. https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T
9. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616
10. Romer, D. (2019). Advanced macroeconomics (5th ed.). McGraw-Hill Education.
11. IHS Markit. (2021). EViews 12 user's guide I & II. IHS Global Inc.