

## أثر أسعار البترول على التضخم في اقتصاد ريعي غير متنوع: دراسة حالة الجزائر باستخدام منهجية ARDL

### The impact of oil prices on inflation in a non-diversified rentier economy: A case study of Algeria using the ARDL

بوعلي هيشام<sup>1\*</sup>، جامعة سعيدة د مولاي الطاهر، الجزائر، hicham.bouali@univ-saida.dz

تاريخ قبول المقال: 2025/11/20

تاريخ إرسال المقال: 2025/08/08

#### الملخص:

تهدف هذه الدراسة الى البحث في المحددات قصيرة وطويلة الاجل المؤثرة على التضخم في الجزائر للفترة (1980-203)، بالاعتماد على نموذج ARDL للتكامل المشترك لتحليل العلاقات بين التضخم ومحدداته النقدية، الحقيقية والهيكلية. حيث أظهر اختبار الحدود وجود علاقة توازن طويلة الأجل، وأن عرض النقود له تأثير إيجابي على التضخم، في حين أن الإنفاق الحكومي وسعر الصرف لهما تأثير سلبي غير منتظر، ووجد أن تأثير أسعار النفط على التضخم على المدى البعيد غير معنوي. ومع ذلك، تكشف الديناميكيات قصيرة الأجل عن علاقة سلبية قوية. وفي الأخير، يشير معامل (ECM) السالب، الى سرعة تصحيح الانحرافات مما قد يعكس تدخل دائم في الاقتصاد الجزائري.

الكلمات المفتاحية: البترول، التضخم، الاقتصاد الريعي، ARDL.

#### Abstract:

This study aims to investigate the short- and long-term determinants affecting inflation in Algeria for the period (1980-203), relying on the ARDL cointegration model to analyze the relationships between inflation and its monetary, real and structural determinants. The bounds test showed the existence of a long-run equilibrium relationship, and that money supply has a positive effect on inflation, while government spending and the exchange rate have an unexpected negative effect, and the effect of oil prices on inflation in the long run was found to be insignificant. However, short-term dynamics reveal a strong negative relationship. Finally, the ECM coefficient indicates a rapid correction of deviations, which may reflect a permanent intervention in the Algerian economy.

**Key words :** Oil, inflation, rentier economy, ARDL.

#### المقدمة:

\* بوعلي هيشام ، أستاذ محاضر ب، جامعة سعيدة د مولاي الطاهر ، BOUALI.HICHAM1982@GMAIL.COM

العلاقة بين أسعار البترول والتضخم موضوع جوهري ومستديم في بحوث الاقتصاد الكلي. وباعتباره أحد المدخلات الرئيسية للإنتاج والنقل، يمكن أن تؤدي التقلبات في أسعار البترول إلى ضغوط كبيرة في التكلفة التي تتدفق عبر الاقتصاد، مما يؤثر على المستوى العام للأسعار. هذا الارتباط واضح ومعقد بشكل استثنائي في الدول النامية والمعتمدة على الموارد الطبيعية.<sup>1 2</sup> ويمثل الاقتصاد الجزائري، الذي يتميز باعتماده الكبير على عائدات المحروقات، دولة ريعية كلاسيكية. هذه السمة الهيكلية، حيث بدل الاعتماد على الإنتاج المحلي، يمثل الربيع من الموارد الطبيعية المصدر الرئيسي للدخل الوطني، وهو ما يعرض بشكل دائم الاقتصاد لتقلبات أسعار السلع الأساسية في الأسواق العالمية، التي تولد استجابات استثنائية من نوعها في مجال السياسات الاقتصادية التي في الغالب تتعارض مع النظرية التقليدية.

#### الإشكالية:

تسعى هذه الدراسة إلى معالجة السؤال الأساسي التالي:

إلى أي مدى تؤثر تقلبات أسعار النفط إلى جانب محددات الاقتصادية الكلي الرئيسية الأخرى، على معدل التضخم في الجزائر في المدى القصير والطويل خلال الفترة 1980-2023؟  
فرضيات الدراسة:

انطلاقاً من التساؤل الرئيسي للدراسة وعبر تمحيص الأدبيات النظرية والتطبيقية، تمت صياغة الفرضيات على النحو التالي:

- الفرضية 1: أسعار النفط تؤثر معنوياً على التضخم في الجزائر على المدى القصير.
  - الفرضية 2: هناك تأثير معنوي لأسعار البترول على التضخم في الجزائر على المدى الطويل.
  - الفرضية 3: توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين المتغيرات الاقتصادية الكلية (النمو الاقتصادي، سعر الصرف، العرض النقدي، الانفاق الحكومي والتضخم على المدى القصير والطويل في الجزائر).
- أهمية الدراسة:

تقدم هذه الدراسة مساهمة متعددة الجوانب للدراسات الحالية من خلال الربط بين الرؤى النظرية والتجريبية والاستراتيجية. بحيث تختبر الدراسة قابلية تطبيق النظريات الاقتصادية الكلية السائدة في، وتوفير أدلة جديدة ومحدثة حول العوامل المحددة للتضخم في الجزائر، باستخدام نموذج قياسي سليم خلال الفترة زمنية (1980-2023) لتقديم تحليل أكثر شمولاً. مما يجعل نتائجها ذات أهمية عملية كبيرة لصانعي السياسات في الجزائر،

<sup>1</sup> Abid, Y. M., Ghafoor, A., Javed, M. T., & Amjad, M. A. Impact of Non-linear Analysis of Crude Oil Prices on Domestic Inflation in Pakistan. Journal of Social Sciences Review, 2(4), 2022, p 251.

<sup>2</sup> دحماني، م، كرزاي، د، عطوشي، م، هل يؤثر سعر النفط على معدل التضخم في الجزائر؟ نظرة جديدة على أساس اختبار NARDL وMAK للتمكامل المشترك، مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المعهد العربي للتخطيط، 24(2)، 2022، ص29.

لا سيما في البنك المركزي ووزارة المالية، حيث أن توضيح التأثير الحقيقي لعائدات النفط وغيرها من أدوات السياسات الاقتصادية، لتصميم استراتيجيات فعالة لتحقيق استقرار الأسعار وتعزيز التنمية الاقتصادية.

**أهداف البحث:**

للإجابة بشكل واف على السؤال البحثي، تسعى هذه الدراسة إلى تحقيق جملة من الأهداف التالية:

تحليل العلاقة بين أسعار البترول ومعدل التضخم في الجزائر. التحقق من وجود وطبيعة علاقة التكامل المتزامن طويل المدى بين التضخم وأسعار البترول والمحددات الاقتصادية الكلية الرئيسية الأخرى. قياس الأثر قصيرة وطويلة المدى لأسعار النفط، العرض النقدي، والإنفاق العمومي، وسعر الصرف، ومعدل النمو الاقتصادي على معدل التضخم في الجزائر. تقديم أدلة تجريبية بإمكانها المساعدة في صياغة السياسات النقدية والمالية ذات فعالية في تحقيق استقرار العام للأسعار في ظل اقتصاد ريعي وغير متنوع.

**حدود الدراسة:**

**الحدود المكانية:** تركز الدراسة حصريا على الجزائر، بحيث تقدم دراسة معمقة لحالة اقتصاد ريعي يعتمد على المحروقات كدخل أساسي.

**الحدود الزمانية:** يغطي النطاق الزمني للدراسة الفترة من 1980 إلى غاية 2023.

### المبحث الأول: الإطار النظري والتجريبي

يقدم هذا المبحث مراجعة نظرية وعملية لموضوع الدراسة. بهدف التعرف على المفاهيم الأساسية والنتائج التطبيقية التي تشكل جوهر دراستنا حول أثر أسعار البترول على معدل التضخم. وسنقوم بتلخيص هذه المحصلة المعرفية بغية وضع خلفية و أرضية علمية لهذه الدراسة.

#### المطلب الأول: المراجعة الأدبية

**أولاً:** قنوات انتقال صدمات أسعار النفط.

تحدد المؤلفات الأكاديمية العديد من القنوات التي تنتقل من خلالها صدمات أسعار البترول إلى التضخم، حيث تلعب كل منها دور مختلف في عملية الانتقال.

1- قناة الأثر المباشرة: أشار Sek, Teo, & Wong (2015) في مقاله،<sup>1</sup> الى ان الزيادة في سعر النفط تؤدي بالضرورة إلى ارتفاع أسعار المنتجات البترولية. وفي ضل استخدام هذه المنتجات في تصنيع العديد من المنتجات الاستهلاكية، فإنها تؤثر مباشرة على تكاليف السلع النهائية وبالتالي تعد من العناصر الأساسية المكونة للرقم القياسي لأسعار الاستهلاك (CPI).

<sup>1</sup> Sek, Siok Kun, et al. "A Comparative Study on the Effects of Oil Price Changes on Inflation." Procedia. Economics and Finance, vol. 26, no. 26, Jan. 2015, pp. 632.

2- قناة التكلفة غير المباشرة: أثره يكون من باب العرض في الاقتصاد. حيث يعتبر البترول عنصرا أساسيا لتشكيلة عريضة من الصناعات، ليس باعتباره مصدر للطاقة فقط لكن أيضا كمادة أولية. ونتيجة لذلك، يؤدي ارتفاع أسعار البترول إلى زيادة تكاليف الإنتاج والنقل في كل المستويات. ثم تنقل هذه التكاليف إلى المستهلك النهائي بأسعر أعلى للعديد من السلع والخدمات، وارتفاع التكلفة سوف يؤدي بالضرورة إلى تضخم شامل ودائم.<sup>1</sup>

### 3- قناة سعر الصرف:

وهي أداة فاعلة في نقل التضخم في الاقتصادات السائرة في طريق النمو. بالنسب للبلدان التي تستورد البترول، تؤدي الزيادة في أسعار النفط إلى تدهور قيمة عملاتها، مما يرفع تكلفة كافة المنتجات المستوردة،<sup>2</sup> ولكن في اقتصاد ريعي كالجزائر، تكون العلاقة أكثر تشعبا. فليست العملة هي التي تتأثر بالسلب، بل مداخيل البترول التي تتيح للدولة إمكانية إدارة سعر الصرف وضبط أسعار السلع المستوردة، مما يجعل استقرار الأسعار المحلية رهينة المداخيل البترولية.

### 4- قناة الطلب الكلي:

تأخذ في الاعتبار الأثر على الإنفاق الإجمالي. يحث يمكن أن يؤدي ارتفاع أسعار النفط إلى انخفاض الدخل الحقيقي المتاح للأسر، وهو ما يحدث انخفاض في الاستهلاك.<sup>3</sup> ومع ذلك، في بلد ريعي، هناك إمكانية لتعويض هذا التأثير أو حتى عكسه من خلال زيادة الإنفاق الحكومي المعزز بارتفاع عائدات النفط،<sup>4</sup> وهي الديناميكية التي تعقد الأثر النهائي على كل من الطلب الكلي والتضخم.<sup>5</sup>

ثانيا: الاقتصادات الريفية ومعضلة عدم التماثل.

<sup>1</sup> Ahmed, Khalid & Bhutto, Niaz Ahmed & Kalhor, Muhammad Ramzan. "Decomposing the links between oil price shocks and macroeconomic indicators: Evidence from SAARC region," Resources Policy, Elsevier, vol. 61(C), 2019, pages 424.

<sup>2</sup> Gatsi et al., Empirical analysis of macroeconomic factors and crude oil prices in Ghana, International Journal of Economics, Commerce and Management, United Kingdom Vol. 3, No. 9, September 2015, p222.

<sup>3</sup> El-Anshasy, A. A., & Bradley, M. D. (2012). Oil prices and the fiscal behavior of oil-exporting countries. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1).

<sup>4</sup> Blanchard, O. J., & Galí, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s? (NBER Working Paper No. 13368). National Bureau of Economic Research

<sup>5</sup> Bazzazan, F., Yavari, K., & Fallahi, F. (2018). The effect of oil revenue shocks on government spending in Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 7(1), p. 3.

هناك دراسات عديدة تطرح تساؤلات حول فرضية الاستجابة المتماثلة لصدمات أسعار النفط. فقد أصبح من الواضح بدرجة كبيرة أن استجابة الاقتصادات للصدمات الإيجابية والسلبية قد تكون متباينة. ويتجلى هذا التفاوت بشكل خاص في حالة البلد الريعي الذي يؤدي اعتماده المفرط على عائدات البترول إلى استجابة سياسته مختلفة يمكنها أن تكون بمثابة مرشح غير متناظر. فمثلاً، توفر أسعار النفط المرتفعة للسلطات إيرادات استثنائية. التي تستخدم في زيادة الدعم للسلع ذات الاستهلاك الواسع، وتوسيع التوظيف في القطاع العام، وإدارة الواردات. ووفقاً لنموذج الاقتصاد الجزائري، يمكن لهذه التدابير أن تقلل مؤقتاً من الضغط التضخمي أو تعكسه، مما يخلق نوع من العلاقة السلبية قصيرة الأجل بين أسعار البترول ومعدل التضخم الذي هو عكس الرؤية المتعارف عليها في النظرية التقليدية.<sup>1</sup>

ومن زاوية آخر، يفرض تراجع أسعار البترول إلى صعوبات مالية هائلة. ومع ذلك، وبالنظر إلى العقد الاجتماعي الضمني للبلدان الريعية مع مواطنيها، قد تكون الحكومات غير قادرة أو غير راغبة في خفض الإنفاق والدعم بشكل موحد. وقد يفرض ذلك إلى عجز مالي ومن تم اللجوء إلى التمويل النقدي زيادة محتملة في معدل التضخم. وتعتبر هذه الاستجابة الغير متماثلة للسياسات المستخدمة سمة أساسية قد تغفل النماذج الخطية في رصدها، وهي نقطة تم تسليط الضوء عليها في دراسات عن بلدان أخرى غنية بالموارد الطبيعية مثل دراسة كل من Bala & Chin (2018)<sup>2</sup> و Lacheheb & Sirag (2019)<sup>3</sup>. مما يؤكد الأهمية البالغة للنماذج التي يمكن أن تأخذ في الحسبان مثل هذه الحالات غير الخطية.

### المطلب الثاني: الدراسات السابقة

تتصف الدراسات التطبيقية التي تتناول العلاقة بين أسعار النفط والتضخم بتطور منهجي لافت في أساليب الاقتصاد القياسي التي ترصد الديناميكيات المركبة لهذه العلاقة. فمن بين هذه المقاربات، تم استخدام منهجيات مثل نهج أشعة الانحدار الذاتي الهيكلية (SVAR) من قبل Sarmah & Bal (2022) لتحليل الأثر الواسع لسعر البترول على التضخم والنمو الاقتصادي في الاقتصادات النامية الكبرى مثل الهند. وعلى

<sup>1</sup> Dahmani, M., Kerzabi, D., & Attouchi, M. (2022). Does Oil Price Affect the Inflation Rate in Algeria? A New Insight Based on NARDL and MAKI Cointegration Test. *Journal of Development and Economic Policies*,

<sup>2</sup> Bala, U., & Chin, L. (2018). Asymmetric Impacts of Oil Price on Inflation: An Empirical Study of African OPEC Member Countries. *Energies*, p6.

<sup>3</sup> Lacheheb, Miloud & Sirag, Abdalla, 2019. "Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, vol. 73(C), p218.

الجانب الآخر، باتت منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطنة (ARDL) أداة قياسية نموذجية للالتقاط العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي، وقد برهن Fatukasi et al (2015) بشكل فعال حين استخدم منهجية اختبار الحدود ARDL على حالة الاقتصاد النيجيري، بسبب موثوقيتها في التعامل مع البيانات ذات التكامل المشترك المختلط، لتحليل العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي في البلدان الغنية بالثروات الطبيعية.

وعلى الرغم من أن هذه المنهجيات تنشئ صلة قوية بين أسعار النفط والتضخم، إلا أن هناك تقدم ملموس في الأبحاث يتمثل في اعتماد النمذجة غير الخطية. قد أدى ذلك إلى التشكيك على نحو متزايد في فرضية الاستجابة المتماثلة، مما أدى إلى اعتماد نموذج ARDL غير الخطي على نطاق عريض. وفي الجزائر على وجه التحديد، هناك عدد لا بأس به من المقالات التي تسلط الضوء على هذا الانتقال. وكانت الأبحاث التي قام بها Lacheheb & Sirag (2019)، TOUATI, S., & DJENIDI, M. (2021)، ادرويش، كرزابي والعطوشي (2022) ومُدوري عبد الرزاق (2023) دور حاسم في تجاوز فرضية العلاقة الخطية. وبفضل استخدام منهجيات (NARDL) ومنهجيات أخرى، كشفت هذه الدراسات بانتظام عن عدم التناظر في العلاقة، خلصت إلى أن صدمات أسعار النفط الإيجابية تميل إلى التسبب في زيادة معدل التضخم، لكن الصدمات السلبية كانت نتائجها غير مؤكدة في كبح التضخم.

### المبحث الثاني: الدراسة القياسية

يتناول هذا المبحث تحديدا الشق التطبيقي للدراسة المتعلقة بدراسة محددات التضخم في الجزائر. بحيث يستهل بتحديد أنموذج الدراسة الذي يمثل القاعدة الأساسية للتحليل. ثم التطرق إلى المتغيرات المستخدمة من خلال توصيفها مع الإشارة إلى مصادر الحصول عليها. ثم الخطوات اللازمة للتقدير ومناقشة النتائج التي تم التوصل إليها..

### المطلب الأول: الطريقة والأدوات

#### أولاً: نموذج الدراسة

بحكم خصوصية الاقتصاد الجزائري كبلد ريعي يعتمد بدرجة كبيرة على مداخل المحروقات، وأمام التحديات المتكررة المرتبطة بتقلبات أسعار البترول، تم صياغة نموذج هذه الدراسة بغرض تحديد العوامل المؤثرة على التضخم في الأجلين القصير والطويل. حيث تم تضمينه بمجموعة من المتغيرات، بناء على

مراجعة شاملة وعميقة للأدبيات النظرية والتطبيقية الحديثة، إذ تم الجمع بين المتغيرات الحقيقية، الهيكلية والنقدية لتقديم تحليل واف لسلوك الأسعار في الجزائر طيلة مدة الدراسة..

ووفقا لذلك، تمت صياغة نموذج الدراسة الذي يحدد العلاقة الوظيفية بين معدل التضخم (المتغير التابع) ومجموعة من المتغيرات التفسيرية في الشكل الدالي التالي:

$$LINF = f (LM2, LOIL, LGOV, EXE, GROWTH)$$

يتم تمثيل العلاقة طويلة الأجل بالمعادلة التالية:

$$EC: LINF = (\beta_0 + \beta_1*LM2 + \beta_2*LOIL + \beta_3*LGOV + \beta_4*EXE + \beta_5*GROWTH)$$

يتم استخدام نموذج ARDL (p, q<sub>1</sub>, ..., q<sub>k</sub>) في شكل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)، والذي يسمح بالتقدير المتزامن لعلاقة التوازن في الأجل الطويل وللديناميكيات قصيرة الأجل.

### ثانيا: تعريفات المتغيرات ومصادر البيانات

يتم تعريف المتغيرات المستخدمة في هذه الدراسة على النحو التالي:

- LINF : لوغاريتم التضخم و هو مؤشر العام لمستوى الأسعار في الجزائر (CPI)
- LM2: لوغاريتم العرض النقدي بالمعنى الواسع كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي
- LOIL: لوغاريتم سعر البترول صحارى بلاند
- LGOV : لوغاريتم الانفاق الحكومي
- EXE : سعر الصرف الرسمي
- GROWTH : المعدل السنوي للنمو الاقتصادي

تم الحصول على البيانات من الفترة 1980 الى غاية 2023 من عدة مصادر وهي: WORLD DEVELOPMENT INDICATORS، INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF)، FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA، البنك المركزي الجزائري، الديوان الوطني للإحصائيات.

المطلب الثاني: نتائج الدراسة ومناقشتها

أولا: اختبار جذر الوحدة:

من الضروري في تحليل السلاسل الزمنية، التأكد من استقرار البيانات قبل اختيار النموذج. ويمثل اختبار جذر الوحدة خطوة أساسية لمعرفة ما إذا كانت السلسلة الزمنية تحتوي على جذر وحدة أو لا، وأكثر هذه الاختبارات شيوعاً هي اختباري ديكي فولر المطور (ADF) واختبار فيليبس-بيرون (PP)، للذين يساعدان في الكشف عن طبيعة السلسلة واتخاذ القرار السليم المتعلق بمعالجة البيانات قبل نمذجتها.

# 1- اختبار فيليبس-بيرون (PP): يعرض الجدول أدناه نتائج اختبار فيليبس-بيرون (PP) للاستقرارية:

الجدول رقم (01): جدول اختبار Phillips-Perron (PP)

| UNIT ROOT TEST TABLE (PP)      |                        |         |         |         |         |         |           |
|--------------------------------|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|
|                                | AT LEVEL               | LINF    | LM2     | LOIL    | LGOV    | EXE     | GROWTH    |
| WITH<br>CONSTANT               | T-TATISTIC             | -2.8695 | -1.4808 | -1.0758 | -2.2274 | 0.2515  | -4.5093   |
|                                | PROB.                  | 0.0573  | 0.5337  | 0.7168  | 0.1999  | 0.9728  | 0.0008    |
| WITH<br>CONSTANT &<br>TREND    | T-STATISTIC            | -2.9904 | -1.4233 | -2.4511 | -2.2459 | -1.9300 | -4.4611   |
|                                | PROB.                  | 0.1466  | 0.8397  | 0.3496  | 0.4532  | 0.6217  | 0.0048    |
| WITHOUT<br>CONSTANT &<br>TREND | T-STATISTIC            | -1.2106 | 0.2208  | 0.3633  | 0.2946  | 2.5716  | -2.3776   |
|                                | PROB.                  | 0.2036  | 0.7456  | 0.7852  | 0.7666  | 0.9970  | 0.0185    |
|                                | AT FIRST<br>DIFFERENCE | D(LINF) | D(LM2)  | D(LOIL) | D(LGOV) | D(EXE)  | D(GROWTH) |
| WITH<br>CONSTANT               | T-STATISTIC            | -8.8305 | -5.1594 | -6.3677 | -5.1579 | -4.2620 | -10.4070  |
|                                | PROB.                  | 0.0000  | 0.0001  | 0.0000  | 0.0001  | 0.0016  | 0.0000    |
| WITH<br>CONSTANT &<br>TREND    | T-STATISTIC            | -8.7846 | -5.0919 | -6.3819 | -5.0028 | -4.1841 | -10.2742  |
|                                | PROB.                  | 0.0000  | 0.0009  | 0.0000  | 0.0011  | 0.0102  | 0.0000    |
| WITHOUT<br>CONSTANT &<br>TREND | T-STATISTIC            | -8.8736 | -5.2135 | -6.4074 | -5.1632 | -3.5160 | -10.5786  |
|                                | PROB.                  | 0.000   | 0.000   | 0.000   | 0.000   | 0.0008  | 0.000     |

المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد الى مخرجات Eviews13

تشير نتائج اختبار فيليبس-بيرون (PP) إلى أن معظم السلاسل غير مستقرة عند المستوى  $I(0)$ ، سواء مع الثوابت أو مع الاتجاه، باستثناء، باستثناء سلسلة معدل النمو الاقتصادي **GROWTH** التي تبين أنها مستقرة عند المستوى  $(PROB = 0.0008)$  في المقابل، تصبح جميع المتغيرات مستقرة بعد اخذ الفرق الأول، مما يعني أنها متكاملة من الدرجة الأولى  $I(1)$ .

## 2- اختبار Augmented Dickey-Fuller (ADF)

الجدول رقم (02): اختبار Augmented Dickey-Fuller (ADF)

| UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)     |                        |         |         |         |         |         |           |
|--------------------------------|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|
|                                | AT LEVEL               | LINF    | LM2     | LOIL    | LGOV    | EXE     | GROWTH    |
| WITH<br>CONSTANT               | T-STATISTIC            | -2.8719 | -1.3226 | -1.0491 | -2.8054 | 0.5171  | -4.4183   |
|                                | PROB.                  | 0.0570  | 0.6105  | 0.7270  | 0.0661  | 0.9854  | 0.0010    |
| WITH<br>CONSTANT<br>& TREND    | T-STATISTIC            | -3.0137 | -1.4233 | -2.4306 | -2.8357 | -5.1120 | -4.3671   |
|                                | PROB.                  | 0.1404  | 0.8397  | 0.3595  | 0.1933  | 0.0010  | 0.0062    |
| WITHOUT<br>CONSTANT<br>& TREND | T-STATISTIC            | -1.2106 | 0.2567  | 0.2598  | 0.2010  | 1.4941  | -1.7861   |
|                                | PROB.                  | 0.2036  | 0.7559  | 0.7568  | 0.7398  | 0.9645  | 0.0706    |
|                                | AT FIRST<br>DIFFERENCE | D(LINF) | D(LM2)  | D(LOIL) | D(LGOV) | D(EXE)  | D(GROWTH) |
| WITH<br>CONSTANT               | T-STATISTIC            | -8.6842 | -5.2175 | -5.6117 | -5.4130 | -4.3439 | -6.8196   |
|                                | PROB.                  | 0.0000  | 0.0001  | 0.0000  | 0.0001  | 0.0013  | 0.0000    |
| WITH<br>CONSTANT &<br>TREND    | T-STATISTIC            | -8.6344 | -5.1643 | -5.6567 | -5.3354 | -4.2714 | -6.7688   |
|                                | PROB                   | 0.0000  | 0.0007  | 0.0002  | 0.0004  | 0.0082  | 0.0000    |
| WITHOUT<br>CONSTANT<br>& TREND | T-STATISTIC            | -8.7909 | -5.2690 | -5.6234 | -5.4717 | -3.5556 | -6.9131   |
|                                | PROB.                  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0007  | 0.0000    |

المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد الى مخرجات EViews13

نتائج هذا الاختبار جاءت متسقة مع نتائج اختبار PP ، حيث تبدي معظم السلاسل عدم الاستقرار عند المستوى ولكنها تستقر عقب أخذ الفرق الأول. الأمر الذي يؤكد أن البيانات تصلح لتطبيق نموذج ARDL، الذي يشترط وجود سلاسل مستقرة من الدرجة الأولى.  $I(1)$  أو مختلطة مع  $I(0)$ ، شريطة عدم وجود متغيرات من الدرجة الثانية.  $I(2)$  ضمنها.

ثانيا: اختبار الحدود: (BOUNDS TEST)

الجدول رقم (04) : BOUNDS TEST

| F-BOUNDS TEST      |          | NULL HYPOTHESIS: NO LEVELS RELATIONSHIP |                     |        |
|--------------------|----------|-----------------------------------------|---------------------|--------|
| TEST STATISTIC     | VALUE    | SIGNIF.                                 | $I(0)$              | $I(1)$ |
|                    |          |                                         | ASYMPTOTIC: N=1000  |        |
| F-STATISTIC        | 6.690777 | 10%                                     | 2.08                | 3      |
| K                  | 5        | 5%                                      | 2.39                | 3.38   |
|                    |          | 2.5%                                    | 2.7                 | 3.73   |
|                    |          | 1%                                      | 3.06                | 4.15   |
| ACTUAL SAMPLE SIZE | 40       |                                         | FINITE SAMPLE: N=40 |        |
|                    |          | 10%                                     | 2.306               | 3.353  |
|                    |          | 5%                                      | 2.734               | 3.92   |
|                    |          | 1%                                      | 3.657               | 5.256  |

المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد الى مخرجات EViews13

تظهر نتائج اختبار الحدود أعلاه أن القيمة الإحصائية F المحسوبة تساوي 6.6908، أكبر من الحد الأعلى عند كافة مستويات الدلالة. ما يشير الى وجود علاقة تكامل متزامن (علاقة توازنه طويلة الأجل) بين المتغيرات المستقلة ومعدل التضخم (LINF).

ثالثا: تقدير معلمات الاجل الطويل:

الجدول رقم (05): الاختبار تقدير المعلمات الاجل الطويل

|                                                    |             |            |             |        |
|----------------------------------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| ARDL LONG RUN FORM AND BOUNDS TEST                 |             |            |             |        |
| DEPENDENT VARIABLE: D(LINF)                        |             |            |             |        |
| SELECTED MODEL: ARDL(3, 3, 2, 3, 4, 2)             |             |            |             |        |
| CASE 2: RESTRICTED CONSTANT AND NO TREND           |             |            |             |        |
| DATE: 05/16/25 TIME: 13:34                         |             |            |             |        |
| SAMPLE: 1980 2023                                  |             |            |             |        |
| INCLUDED OBSERVATIONS: 40                          |             |            |             |        |
| CONDITIONAL ERROR CORRECTION REGRESSION            |             |            |             |        |
| VARIABLE                                           | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STATISTIC | PROB.  |
| C                                                  | 10.06646    | 3.708852   | 2.714171    | 0.0147 |
| LINF(-1)*                                          | -1.447145   | 0.287374   | -5.035755   | 0.0001 |
| LM2(-1)                                            | 2.270900    | 0.851706   | 2.666296    | 0.0163 |
| LOIL(-1)                                           | 0.458640    | 0.344715   | 1.330489    | 0.2009 |
| LGOV(-1)                                           | -6.171032   | 1.777553   | -3.471644   | 0.0029 |
| EXE(-1)                                            | -0.018721   | 0.006024   | -3.107439   | 0.0064 |
| GROWTH(-1)                                         | -0.151836   | 0.084299   | -1.801173   | 0.0894 |
| * P-VALUE INCOMPATIBLE WITH T-BOUNDS DISTRIBUTION. |             |            |             |        |
| LEVELS EQUATION                                    |             |            |             |        |
| CASE 2: RESTRICTED CONSTANT AND NO TREND           |             |            |             |        |
| VARIABLE                                           | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STATISTIC | PROB.  |
| LM2                                                | 1.569228    | 0.718992   | 2.182538    | 0.0434 |
| LOIL                                               | 0.316927    | 0.239897   | 1.321100    | 0.2040 |
| LGOV                                               | -4.264281   | 1.477513   | -2.886121   | 0.0103 |
| EXE                                                | -0.012936   | 0.003936   | -3.286674   | 0.0044 |
| GROWTH                                             | -0.104921   | 0.056443   | -1.858897   | 0.0804 |

|                                                                                          |          |          |          |        |
|------------------------------------------------------------------------------------------|----------|----------|----------|--------|
| C                                                                                        | 6.956082 | 2.424740 | 2.868795 | 0.0106 |
| EC = LINF - (1.5692*LM2 + 0.3169*LOIL -4.2643*LGOV -0.0129*EXE - 0.1049*GROWTH + 6.9561) |          |          |          |        |

المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد الى مخرجات EVIEWS13

ان نتائج تقدير علاقة التكامل المشترك الواردة في الجدول رقم (05) تشير الى ان بعض المعاملات كانت معنوية احصائيا. فمثلا معامل متغير عرض النقود بالمفهوم الواسع (LM2) ايجابي ودال احصائيا، في الوقت ذاته سجل كل من الإنفاق الحكومي (LGOV) وسعر الصرف (EXE) معاملان سلبيان ودالان إحصائيا، مما يعني تأثيرا سلبيا على التضخم. في حين، ظهر معامل سعر البترول (LOIL) وعلى نحو مفاجئ، غير معنوي احصائيا في الأجل الطويل. وبالنسبة للمعامل الثابت (C) فكان دال احصائيا، مشيرا إلى وجود جزء أساسي للتضخم غير مفسر بالمتغيرات المستقلة المختارة.

رابعا: تقدير معلمات الاجل القصير:

الجدول رقم (06): تقدير المعلمات الاجل القصير

| ARDL Error Correction Regression         |             |            |             |        |
|------------------------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| Dependent Variable: D(LINF)              |             |            |             |        |
| Selected Model: ARDL(3, 3, 2, 3, 4, 2)   |             |            |             |        |
| Case 2: Restricted Constant and No Trend |             |            |             |        |
| Date: 05/16/25 Time: 13:36               |             |            |             |        |
| Sample: 1980 2023                        |             |            |             |        |
| Included observations: 40                |             |            |             |        |
| ECM REGRESSION                           |             |            |             |        |
| CASE 2: RESTRICTED CONSTANT AND NO TREND |             |            |             |        |
| Variable                                 | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STATISTIC | PROB.  |
| D(LINF(-1))                              | 0.126006    | 0.128469   | 0.980830    | 0.3404 |
| D(LINF(-2))                              | -0.170171   | 0.120726   | -1.409558   | 0.1767 |
| D(LM2)                                   | -3.215417   | 1.154566   | -2.784958   | 0.0127 |

|                    |           |                       |           |          |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|----------|
| D(LM2(-1))         | -7.293342 | 1.307803              | -5.576789 | 0.0000   |
| D(LM2(-2))         | -2.976629 | 1.254540              | -2.372685 | 0.0297   |
| D(LOIL)            | -1.869169 | 0.412590              | -4.530331 | 0.0003   |
| D(LOIL(-1))        | -1.793853 | 0.433625              | -4.136880 | 0.0007   |
| D(LGOV)            | -1.982190 | 1.444932              | -1.371822 | 0.1880   |
| D(LGOV(-1))        | 3.111026  | 1.647438              | 1.888402  | 0.0762   |
| D(LGOV(-2))        | 5.125211  | 1.623687              | 3.156526  | 0.0058   |
| D(EXE)             | -0.022851 | 0.017817              | -1.282540 | 0.2169   |
| D(EXE(-1))         | 0.008504  | 0.018249              | 0.466016  | 0.6471   |
| D(EXE(-2))         | 0.096114  | 0.021027              | 4.571026  | 0.0003   |
| D(EXE(-3))         | 0.116537  | 0.024410              | 4.774057  | 0.0002   |
| D(GROWTH)          | 0.075680  | 0.033637              | 2.249902  | 0.0380   |
| D(GROWTH(-1))      | 0.190997  | 0.039300              | 4.859943  | 0.0001   |
| CointEq(-1)*       | -1.447145 | 0.181796              | -7.960251 | 0.0000   |
| R-squared          | 0.816150  | Mean dependent var    |           | 0.011135 |
| Adjusted R-squared | 0.688254  | S.D. dependent var    |           | 0.755785 |
| S.E. of regression | 0.421987  | Akaike info criterion |           | 1.408928 |
| Sum squared resid  | 4.095672  | Schwarz criterion     |           | 2.126702 |
| Log likelihood     | -11.17857 | Hannan-Quinn criter.  |           | 1.668453 |
| Durbin-Watson stat | 1.889554  |                       |           |          |

المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد الى مخرجات EVIEWS13

يبين الجدول اعلاه نتائج تقدير معاملات المدى القصير، ومن خلال قيمة معامل التحديد المعدل يتضح أن 68% من التغير في التضخم تفسر من قبل المتغيرات التي تضمنها نموذج الدراسة. كما يتبين من خلال نتائج نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، تشير الى قدرة النموذج على كشف العلاقة الديناميكية في المدى القصير بين معدل التضخم ((D(LINF) ومحدداته المنقاة، وتشير القيمة السالبة لمعامل تصحيح الخطأ ((COINTEQ(-1) (-1.447)، والمعنوية احصائيا (P=0.0000)، الى وجود علاقة تكامل متزامن (توازن طويل الاجل) بين متغيرات الدراسة. والذي يعكس أيضا سرعة العودة الى التوازن بعد تصحيح الاختلالات في

الاجل الطويل الناتجة عن أي صدمة تحدث، حيث يتم تعديل نحو 144.7% من الاختلال في التضخم. حيث تستغرق العودة الى حالة التوازن بمأ بالبيانات سنوية حوالي 0.69 سنة، أي تقريبا نحو 8 أشهر (8.28 شهرا).

فيما يتعلق بسلوك المتغيرات في المدى القصير، تظهر محددات التضخم تأثيرات مختلفة في عدة حالات، حيث يتضح أن لعرض النقود بالمعنى الواسع (LM2) أثر سلبي ومعنوي في المرحلتين الجارية ولاحقة، مما يعني أن الارتفاع المفاجئ في المعروض النقدي يقلص من معدل التضخم في الأجل القصير، وهو ما قد يعكس تأثيرات ظرفية في الاقتصاد أو انتهاج سياسات تقييدية. أما بالنسبة لمتغير سعر البترول (LOIL) فيظهر أيضا أنه له أثر سلبي ومعنوي أي وفي الفترة اللاحقة، مما يدل على أن ارتفاع أسعار البترول يكبح التضخم في الأجل القصير.

بالنسبة للإنفاق الحكومي (LGOV)، في الفترات الآنية يكون أثره غير معنوي، لكنه يصبح أثر المتأخر بفترتين موجب ومعنوي، مما يعكس الأثر المؤجل للسياسات المالية على معدل التضخم. في المقابل، فإن سعر الصرف (EXE) تأثيره (المؤخر بالفترة الزمنية الثانية والثالثة) إيجابي ومعنوي، مما يعني أن ارتفاع سعر الصرف قد يؤدي إلى زيادة التضخم على المدى القصير. وفي الختام، تكشف نتائج معدل النمو الاقتصادي (GROWTH) عن أثره الإيجابي المعنوي في الفترتين الجارية والآجلة، مشيرة إلى أن النمو الاقتصادي قد يصاحبه زيادة معدل التضخم في المدى القصيرة.

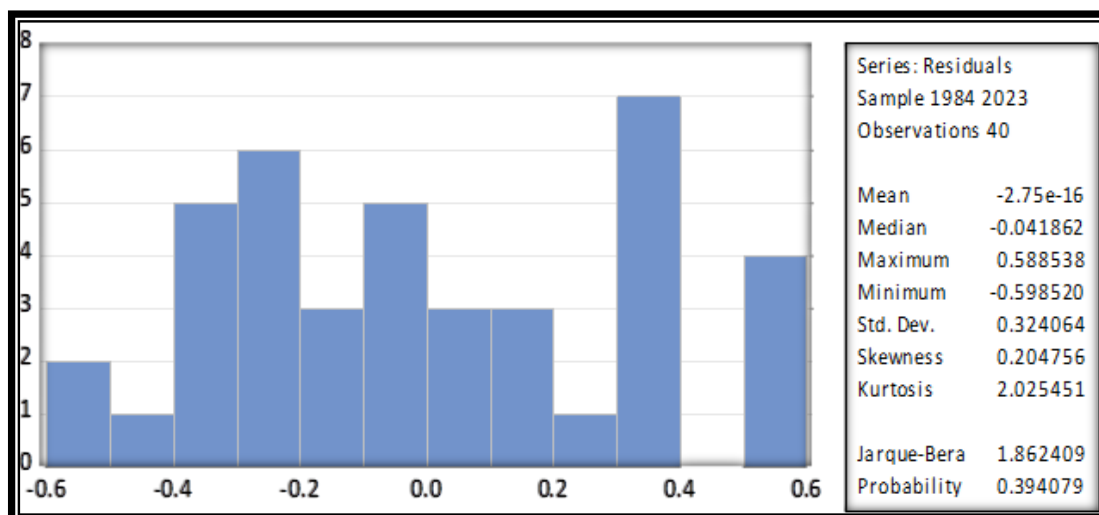
#### المطلب الثاني: الاختبارات التشخيصية.

في هذه المرحلة نلجأ الى تقييم متانة نموذج الدراسة، عبر إجراء مجموعة من الاختبارات التشخيصية التي تهدف إلى التأكد من جودة أداء النموذج ومدى خلوه من مشاكل القياس.<sup>1</sup>

أولاً: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

الشكل رقم (01): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

<sup>1</sup> الوناس س، مخلوف خ. 1. تقييم أثر تغير المناخ والنمو الاقتصادي على مستوى الضغط المائي في الجزائر: دراسة قياسية للفترة 1990-2020. مجلة الدراسات القانونية والاقتصادية، 8(1)، 2025، 228.



### المصدر: مخرجات EViews13

بالنسبة لاختبار Jarque-Bera، تشير القيمة الإحصائية المقابلة له إلى 1.862، مع قيمة احتمالية probability بلغت 0.3941، وهي أكبر من مستوى الدلالة (5%). وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية القائلة بأن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

### ثانياً: اختبار BREUSCH-GODFREY SERIAL CORRELATION LM

يستخدم هذا الاختبار الموضحة نتائجه في الجدول أدناه، للكشف عن مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء.

### الجدول (07): اختبار LM TES

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:            |          |                     |        |
|--------------------------------------------------------|----------|---------------------|--------|
| Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags |          |                     |        |
| F-statistic                                            | 0.057810 | Prob. F(2,15)       | 0.9440 |
| Obs*R-squared                                          | 0.305964 | Prob. Chi-Square(2) | 0.8581 |

### المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد الى مخرجات EViews13

تشير نتائج اختبار BREUSCH-GODFREY الظاهرة في الجدول رقم (07) عن عدم وجود ارتباط تسلسلي في بواقي، حيث أن قيمة F الإحصائية قدرت بـ 0.057810 مع مستوى معنوية (0.9440) في

درجة التأخير 2، وهو دلالة على قبول الفرضية العدمية. القائلة بأن البواقي لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي.

ثالثا: اختبار HETEROSKEDASTICITY:

يستعمل اختبار ARCH للكشف عن عدم ثبات التباين المبينة نتائجه على النحو التالي:

الجدول (08): اختبار ARCH

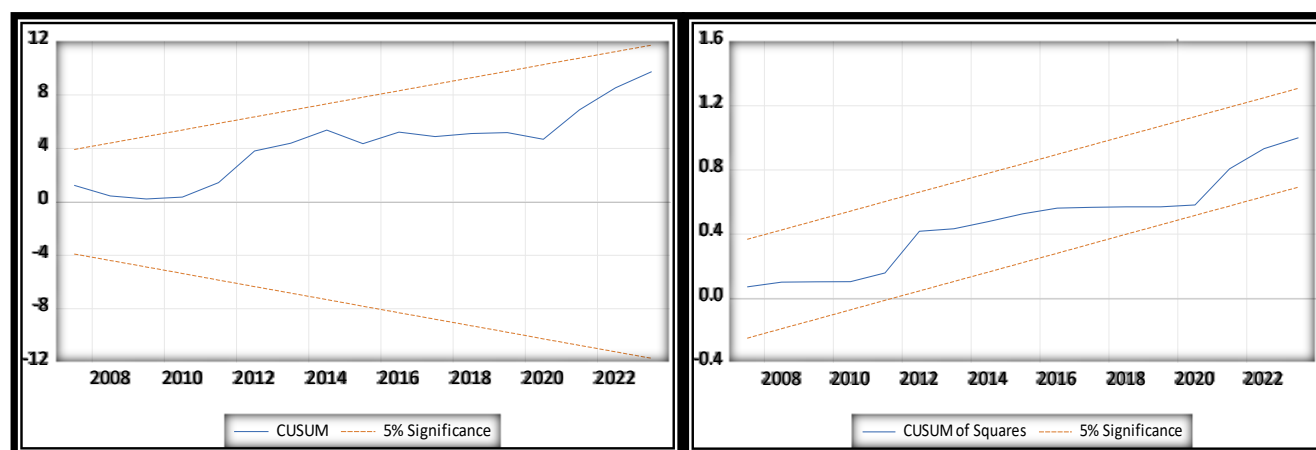
| Heteroskedasticity Test: ARCH |          |                     |        |
|-------------------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic                   | 1.259572 | Prob. F(1,37)       | 0.2690 |
| Obs*R-squared                 | 1.283949 | Prob. Chi-Square(1) | 0.2572 |

المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد الى مخرجات EVIEWS13

نستخلص من النتائج المقدمة لاختبار ARCH في الجدول رقم ، عدم وجود مشكل عدم تجانس التباين للأخطاء، حيث بلغت قيمة F الإحصائية (1.259572) مع احتمال ف 0.2690، وهي غير معنوية عند كافة مستويات الدلالة. مما يعني أن تباين الأخطاء في النموذج متجانس.

رابعا: اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج

الشكل رقم (07): اختبار الاستقرار CUSUM و CUSUM OF SQUARES



المصدر: مخرجات EVIEWS13

يتضح من البيان أن منحنى CUSUM و CUSUM of Squares يتواجدان ضمن حدود الثقة طيلة مدة الدراسة، مما يشير على استقرار معاملات النموذج في المدى القصير والطويل ولا يحتوي تغيرات هيكلية مفاجئة.

### الخاتمة:

كشفت نتائج هذه الدراسة من خلال اختبارات التكامل المشترك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة (ARDL)، إلى وجود علاقة توازن طويل الأجل بين معدل التضخم وبعض من محدثاته الأساسية (النمو الاقتصادي (LOIL)، عرض النقود (LM2)، الإنفاق الحكومي (LGOV)، سعر الصرف (EXE))، في الجزائر. كما تبين من خلال نموذج تصحيح الخطأ أنه عند حدوث انحراف قصير الأجل للتضخم عن قيمته التوازنية طويلة الأجل، فإن فترة التعديل بعد الصدمة تكون سريعة وتقدر بحوالي 8 أشهر. وهو ما يعكس الديناميكيات الحساسة للاقتصاد الريعي غير المتنوع للجزائر.

يكشف التحليل المستفيض لمحددات التضخم كل على حدة ما يلي:

عرض النقود له تأثير إيجابي وملحوس على التضخم على المدى الطويل، مع أن أثره السلبي في بعض الفترات على المدى القصير، وهو ما قد يعزى إلى أن سياسة التوسعية النقدية لا يظهر أثرها التضخمي بشكل فوري بل يتراكم مع مضي الزمن. لاسيما في ظل لجوء الجزائر إلى التمويل غير التقليدي منذ عام 2017، حيث شهدت الكتلة النقدية نموا غير مصحوب بإنتاج فعلي مما زاد من الضغوط التضخمية على المستوى العام للأسعار<sup>1</sup>. وتتسق هذه النتيجة مع النظرية ومع استنتاج FRIEDMAN، الذي اعتبر التضخم ظاهرة نقدية في جوهرها، وأيده في ذلك كل من (BALA, U., & CHIN, L. (2018) وكمال (2022) اللذان كشفا أن الزيادة النقدية كانت العامل الأبرز في رفع الأسعار، خاصة مع ضعف فعالية أدوات السياسة النقدية.

أما سعر النفط، وعلى عكس المتوقع، لم تكن العلاقة بين سعر البترول والتضخم معنوية في الأجل الطويل، لكنها ظهرت سلبية ومعنوية في الأجل القصير، مما يعكس طبيعة الاقتصاد الجزائري كمصدر للبترول، حيث تستغل الدولة عائدات النفط المرتفعة للتحكم المباشر في الأسعار المحلية من خلال سياسة الدعم وإدارة الواردات. وتتماشى هذه النتيجة مع الاعتقاد السائد بأن البلدان الريعانية يمكنها تحييد ضغوط

<sup>1</sup> حمبلي زهير. انعكاسات تغير أسعار البترول على النمو الاقتصادي في أوروبا في ظل جائحة كورونا (ألمانيا نموذجا 2020-2022). مجلة الدراسات القانونية والاقتصادية، 8(1)، 2025، ص 257.

التضخم من خلال السياسة المالية<sup>1</sup> (HAMILTON, 2003; CESPEDES ET AL., 2005) تؤيد ذلك دراستا DJEDAIET, AISSA & AYAD, HICHAM & BEN-SALHA, OUSAMA, 2024 وكمال (2022) بالنسبة للجزائر. في حين أن هذا يتعارض مع الدراسات (BALA, U., & CHIN, L. (2018) التي وجدت علاقة إيجابية مع التضخم في الدول الأخرى المصدرة للبترول، إلا أن هذا التناقض هو ميزة الدولة الريعية..

بالنسبة للإنفاق الحكومي كان له أثر سلبي ومعنوي على التضخم في الأجل الطويل، ما يُعد نتيجة غير مفهومة إلا أنها منطقية بالنسبة لحالة الجزائر، باعتبار أن جزء كبير من الإنفاق العام المخصص لدعم الأسعار والخدمات الاجتماعية كالسكن، الصحة والتعليم. حيث وفي ظل هذه الأوضاع، لا يقود بالضرورة زيادة حجم الإنفاق لزيادة التضخم.

سعر الصرف: سعر الصرف: توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سالبة ومعنوية من الناحية الإحصائية على المدى الطويل، وعلاقة إيجابية ذات دلالة إحصائية على المدى القصير مع معدلات التضخم، لتأثير المركب لتقلبات العملة على مستوى الأسعار. حيث يترتب على تدهور قيمة الدينار على المدى القصير ارتفاع في تكلفة الواردات، مما يجعل الاقتصاد عرضة للتضخم المستورد. غير أن خفض قيمة الدينار في المدى الطويل المدفوع بسياسات تهدف إلى تشجيع التصدير وتقليص الواردات، هو ما يقلل مستويات التضخم ويخلق استقرار في سوق السلع.

أما بالنسبة لمعدل النمو الاقتصادي (GROWTH)، فقد تبين له أثر إيجابي قصير المدى وتأثير سلبي طويل الأجل على معدل التضخم. وهو يعزى ذلك في الواقع إلى أن النمو الاقتصادي مدفوعا بالطلب يخلق ضغط على مستوى الأسعار في الأجل القصير، بينما يساهم في تراجع التضخم النمو المستدام في جانب العرض، الأمر الذي يعكس الهيكل الهش لنموذج النمو الاقتصادي غير المتنوع في الجزائري.

وأخيرا، تظهر نتائج هذه الدراسة بصورة جلية أن التضخم في الجزائر ظاهرة متعددة الأبعاد. فالعلاقة بين أسعار النفط ومعدل التضخم في الجزائر تختلف عن الاعتقاد التقليدي، حيث أن ارتفاع أسعار البترول لا يؤدي بالضرورة إلى زيادة التضخم، بل يمكن أن يساهم في كبجه مؤقتا بفعل تدخل الدولة. ومع ذلك، يكشف هذا النموذج بدوره عن ضعف الاقتصاد الجزائري، لأن السلطة لا تستغل عائدات البترول والإنفاق العام كمحفزات للنمو. بل يتم الاستفادة منها كأدوات لتحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار على المدى القصير

<sup>1</sup> Hamilton, J.D. What Is an Oil Shock? Journal of Econometrics, (2003), 113, 363-398. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00207-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5)

من أجل حماية الاقتصاد من صدمات التضخم العاجلة. إلا أنه يخفي جوانب ضعف بنيوية عميقة ويخلق نظام اقتصادي يعتمد على الإيرادات النفطية الغير مستقرة. وفي الوقت نفسه، لا تزال العلاقة الإيجابية بين عرض النقود طويلة الأجل هي الأكثر شيوعا، مما يسلط الضوء أكثر على موضوع التكلفة النهائية اللازمة لتغطية العجز المالي

وتختتم الدراسة باقتراح مجموعة من التوصيات يمكن تلخيصها على النحو التالي:

- من الضروري إجراء تحول منسق في السياسات لضمان نمو مستدام.
- المضي قدما نحو التنويع الاقتصادي، حيث ينبغي أن تكون الأولوية القصوى للنهوض بالقطاعات غير النفطية كالزراعة، الصناعة والخدمات، للحد من تبعية الاقتصاد المفرطة لإيرادات المحروقات. وهو الحل هو الحل الاستراتيجي الحقيقي المستدام لكسر حلقة الريع.
- المضي نحو إصلاح استراتيجي للسياسة المالية، بحيث يجب إعادة توجيه الإنفاق العام من الدعم الواسع المشوه للأسعار نحو الاستثمار المنتج في البنى التحتية والتكنولوجيا ورأس المال الفكري. وذلك من شأنه أن يعزز العرض الإجمالي للاقتصاد ويعالج الضغط التضخمي من زاوية هيكلية وليس كبحه فقط.
- بالنظر إلى أن المعروض النقدي هو الدافع الرئيسي للتضخم على المدى الطويل، يجب تعزيز استقلالية البنك المركزي ومصادقيته. وهذا أمر ضروري للتحكم في الكتلة النقدية، وتثبيت استقرار طويل المدى في المستوى العام للأسعار.

### قائمة المصادر والمراجع:

1. الوناس س، مخلوف خ. ١. تقييم أثر تغير المناخ والنمو الاقتصادي على مستوى الضغط المائي في الجزائر: دراسة قياسية للفترة 1990-2020. مجلة الدراسات القانونية والاقتصادية، 8(1)، 2025.
2. بوزيان و.، عياد ه.، & وافي م، التأثيرات الديناميكية لتقلبات أسعار النفط العالمية على سعر الصرف الحقيقي والإسمي في الجزائر خلال الفترة 2000-2022 باستعمال Aardl و anardl، مجلة إضافات إقتصادية، المجلد 7، العدد 2، 2023.
3. حملي زهير. انعكاسات تغير أسعار البترول على النمو الاقتصادي في أوروبا في ظل جائحة كورونا (ألمانيا نموذجا 2020-2022). مجلة الدراسات القانونية والاقتصادية، 8(1)، 2025، ص 257.
4. دحماني م، كرزابي د، عطوشي م، هل يؤثر سعر النفط على معدل التضخم في الجزائر؟ نظرة جديدة على أساس اختبار NARDL و MAKI للتكامل المشترك، مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المعهد العربي للتخطيط، 24(2)، 2022.
5. سي محمد كمال، علاقة أسعار النفط والتضخم في الجزائر، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا، 18(3)، 2022.
6. شرارة ج، بقبق ل. إ، التحليل الموجي للعلاقة بين أسعار النفط والتضخم في الجزائر، مجلة مجاميع المعرفة، المجلد 7، العدد 1، 2021.
7. معتز محمد عبد الكريم، التأثير غير المتماثل لسعر النفط والسيولة المحلية على معدل التضخم في مصر باستخدام منهجية (NARDL)، مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية، جمهورية مصر العربية، المجلد 59، العدد 6، أكتوبر 2022.
8. Abid, Y. M., Ghafoor, A., Javed, M. T., & Amjad, M. A. Impact of Non-linear Analysis of Crude Oil Prices on Domestic Inflation in Pakistan. Journal of Social Sciences Review, 2(4), 2022, p 251.
9. Ayad hicham The dynamic effects of fluctuations in world Oil prices on the real and nominal exchange rate in Algeria during the period 2000-2022 using AARDL and ANARDL
10. Djedaiet, Aissa & Ayad, Hicham & Ben-Salha, Ousama, 2024. "Oil prices and the load capacity factor in African oil-producing OPEC members: Modeling the symmetric and asymmetric effects," Resources Policy, Elsevier, vol. 89(C).
11. Djedaiet, Aissa & Ayad, Hicham & Ben-Salha, Ousama, 2024. "Oil prices and the load capacity factor in African oil-producing OPEC members: Modeling the symmetric and asymmetric effects," Resources Policy, Elsevier, vol. 89(C).
12. Fatukasi B. et al. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Macroeconomic Relationships in Nigeria. European Journal of Business and Management, Vol.7, n°8. 2015
13. Sek, Siok Kun, et al. "A Comparative Study on the Effects of Oil Price Changes on Inflation." Procedia. Economics and Finance, vol. 26, no. 26, Jan. 2015, pp. 632.

14. Ahmed, Khalid & Bhutto, Niaz Ahmed & Kalhor, Muhammad Ramzan. "Decomposing the links between oil price shocks and macroeconomic indicators: Evidence from SAARC region," Resources Policy, Elsevier, vol. 61(C), 2019, pages 424.
15. Gatsi et al., Empirical analysis of macroeconomic factors and crude oil prices in Ghana, International Journal of Economics, Commerce and Management , United Kingdom Vol. 3, No. 9, September 2015, p222.
16. El-Anshasy, A. A., & Bradley, M. D. (2012). Oil prices and the fiscal behavior of oil-exporting countries. The B.E. Journal of Macroeconomics, 12(1).
17. Blanchard, O. J., & Galí, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s? (NBER Working Paper No. 13368). National Bureau of Economic Research
18. Bazzazan, F., Yavari, K., & Fallahi, F. (2018). The effect of oil revenue shocks on government spending in Iran. Iranian Journal of Economic Studies, 7(1), p. 3.
19. Dahmani, M., Kerzabi, D., & Attouchi, M. (2022). Does Oil Price Affect the Inflation Rate in Algeria? A New Insight Based on NARDL and MAKI Cointegration Test. Journal of Development and Economic Policies,
20. Bala, U., & Chin, L. (2018). Asymmetric Impacts of Oil Price on Inflation: An Empirical Study of African OPEC Member Countries. Energies, p6.
21. Lacheheb, Miloud & Sirag, Abdalla, 2019. "Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach," The Quarterly Review of Economics and Finance, Elsevier, vol. 73(C), p218.
22. Hamilton, J.D. What Is an Oil Shock? Journal of Econometrics, (2003), 113, 363-398. <http://dx.doi.org/10.1016/S0304-407>
23. TOUATI, S., & DJENIDI, M. (2021). The Relationship between Oil Price Shocks, Inflation Rate and Economic Growth) Econometric Study the Case of Algeria over the Period 1971-2016, Roa Iktissadia Review , 11(2), 2021 .